

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

ALEXANDRE DAL MAS DIAS

**FUNDOS DE INVESTIMENTO IMOBILIÁRIO NO BRASIL COMO OPORTUNIDADE
DE DIVERSIFICAÇÃO DE RISCO: UMA ESTIMAÇÃO EMPÍRICA DO BETA
CONDICIONAL**

SÃO PAULO

2019

ALEXANDRE DAL MAS DIAS

**FUNDOS DE INVESTIMENTO IMOBILIÁRIO NO BRASIL COMO OPORTUNIDADE
DE DIVERSIFICAÇÃO DE RISCO: UMA ESTIMAÇÃO EMPÍRICA DO BETA
CONDICIONAL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento:
Macroeconomia Financeira

Orientador:
Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

SÃO PAULO

2019

Dias, Alexandre Dal Mas.

Fundos de investimento imobiliário no Brasil como oportunidade de diversificação de risco : uma estimação empírica do beta condicional / Alexandre Dal Mas Dias. - 2019.

109 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Investimentos imobiliários. 2. Avaliação de ativos - Modelo (CAPM). 3. Avaliação de riscos. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.767

ALEXANDRE DAL MAS DIAS

**FUNDOS DE INVESTIMENTO IMOBILIÁRIO NO BRASIL COMO OPORTUNIDADE
DE DIVERSIFICAÇÃO DE RISCO: UMA ESTIMAÇÃO EMPÍRICA DO BETA
CONDICIONAL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento:
Macroeconomia Financeira

Data de Aprovação:

__/__/__

Banca Examinadora

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
(Orientador)
FGV – EESP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
UNIFESP – Campus Osasco

Prof. Dr. Paulo Sérgio Tenani
FGV-EESP

*à Ana Laura e Paula,
minhas paixões mais sublimes,
às quais dedico e dedico-me,
diariamente.*

AGRADECIMENTOS

A concretização deste estudo e mais esta etapa em minha formação acadêmica é consequência da contribuição privilegiada de pessoas que admiro e respeito e, portanto, sinto-me invocado a agradecê-las e retribuir, em especial:

Agradeço a minha filha, por ser minha inspiração diária, um simples sorriso seu preenche meu coração de alegria e mantém-me concentrado em minhas aspirações.

Agradeço à minha linda e brilhante esposa, por estar ao meu lado sempre, incentivar minhas decisões e por dedicar-se incondicionalmente à nossa família, meu orgulho.

Agradeço à minha mãe, pelo exemplo de dedicação aos estudos e pelas colaborações à minha formação discente.

Agradeço ao meu pai, por ensinar-me o significado do termo *pai de família* e pela referência de caráter e retidão.

Agradeço a ambos por serem sempre presentes e disponíveis e por oferecerem-me as melhores condições de estudo possível.

Agradeço à Mônica e avó Martha pelo apoio aos estudos e dedicação à família. E por dividirem de nossas conquistas diárias como se estivessem aqui, *juntin*. E, pelos pães de queijo da madrugada *sô*.

Agradeço ao meu irmão Luciano, sua esposa Thaise e meus sobrinhos Henrique e Leonardo por estarem sempre juntos, principalmente na hora de espairer.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal, pela disponibilidade, paciência, direcionamento, conhecimento irrestrito transmitido e contribuições diretas ao tema.

Agradeço ao coordenador do curso, Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman pelos incentivos ao desenvolvimento deste estudo e orientações, quando necessárias.

THE MERCHANT OF VENICE

ACT I

SCENE I – Venice. A street

ANTONIO.

[...] Believe me, no: I thank my fortune for it,
My ventures are not in one bottom trusted,
Nor to one place; nor is my whole estate
Upon the fortune of this present year:
Therefore, my merchandise makes me not sad.
William Shakespeare, 1596-1598 (1916)¹

¹ Epígrafe pautada em Markowitz (1999), extraída do texto original de William Shakespeare.

RESUMO

A Moderna Teoria do Portfólio preconiza a diversificação da alocação recursos como meio para a mitigação de riscos específicos, enquanto a extensão ao equilíbrio geral dos seus conceitos de seleção de portfólios, permitiu o desenvolvimento do modelo clássico de precificação de ativos de capital (CAPM), como método de mensuração do risco sistemático não diversificável. Teoricamente assistido por tais preceitos, o objetivo deste estudo foi explorar a natureza condicional de influências sistemáticas no desempenho das carteiras de Fundos de Investimentos Imobiliários e compará-la com o mercado referencial norte-americano (*U.S. Equity REITs*). Para tanto, aplicou-se comparativamente quatro modelos econométricos típicos de séries temporais na estimação do beta condicional de mercado sobre o excesso de retorno do Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (IFIX) contra o excesso de retorno do Índice Bovespa (IBOV). O procedimento que se destacou pela acurácia na predição dessa variável foi o modelo de Espaço de Estado e os resultados corroboram com a literatura acadêmica, que discorre sobre a instabilidade do risco sistemático no tempo, além de indicarem baixa correlação do portfólio de mercado com os FIIs. Entretanto, uma análise qualitativa dos resultados propõe outra abordagem, o mercado de FIIs no Brasil ainda é incipiente e não possui relevância estatística suficiente para proporcionar inferências econômicas confiáveis. Por outro lado, em complemento aos resultados para o mercado nacional, avaliou-se o comportamento do beta condicional para os REITs e denotou-se um declínio recente no patamar desse coeficiente, propondo um processo de maturação daquele mercado, onde os fundamentos dos investimentos diretos em imóveis estariam sendo absorvidos pelos REITs e, consequentemente, reduzindo a influência do mercado de renda variável sobre seus retornos.

PALAVRAS-CHAVE: Beta condicional, Beta variante no tempo, CAPM, FII, Modelo de Espaço de Estado, REIT, Risco Sistemático.

ABSTRACT

The Modern Portfolio Theory advocates the optimization of asset allocation as a pathway to mitigate the idiosyncratic risks, while the extension of the concepts of portfolio selection to general equilibrium provided the required fundamentals for developing the Capital Asset Pricing Model (CAPM) and consequent measurement of the non-diversifiable systematic risk. Theoretically assisted by such precepts, the main purpose of this research was to examine the conditional nature of systematic influences on the performance of the Brazilian Real Estate Investment Trusts portfolio (FII) and compare it with the major referential market, the U.S. Equity REITs, by applying and comparing four levels of complexity for time-series econometrics models to the excess return of the Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (IFIX) against the Índice Bovespa (IBOV) indexes, in order to evaluate the conditional market beta. The procedure that was highlighted by the accuracy in the prediction of the time-varying market beta was the Space State modelling technique and the results corroborated with the academic literature, which provides strong evidence of instability of the systematic risk through time. The results also indicated a very low correlation of the market portfolio with the FIIs. However, a qualitative analysis proposes an alternative approach, whether the relevance of the securitized real estate market in Brazil provides structural fundamentals for reliable economic inferences. Furthermore, this study contributes to the literature evaluating the recent behavior of the conditional beta for REITs. The findings indicated that the systematic risk for the U.S. Equity REITs has presented a recent decline, suggesting a maturation of that market, where the fundamentals of direct real estate investments are being absorbed by REITs and, consequently, reducing the influence of the stock market on their returns.

KEYWORDS: Conditional Beta, Time-varying Beta, CAPM, FII, Space State Model, REIT, Systematic Risk.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	–	Quadrantes do Ciclo de Mercado Imobiliário– 4 Estágios.	18
Figura 2	–	Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (<i>OLS</i>) para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e <i>OLS</i> .	44
Figura 3	–	Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (<i>OLS</i>) para o mercado norte-americano, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e <i>OLS</i> .	46
Gráfico 1	–	Evolução do mercado de REITs – Volume de Capitalização Total (Dólares), Número Total de REITs.	25
Gráfico 2	–	Evolução do mercado de FIIs – Volume Anual Negociado (Reais), Número de Negócios (milhões).	27
Gráfico 3	–	Cotações diárias dos índices brasileiros em Reais, data base 30 de dezembro 2010, 1.000 pontos – IFIX, IBOV.	31
Gráfico 4	–	Cotações diárias dos índices norte-americanos em Dólares, data base 30 de dezembro 2010, 1.000 pontos – Equity REITs Index, S&P 500.	32
Gráfico 5	–	Excesso de retorno diário dos índices brasileiros em Reais – IFIX, IBOV.	34
Gráfico 6	–	Excesso de retorno diário dos índices norte-americanos em Dólares – Equity REITs Index, S&P 500.	34
Quadro 1	–	Cronologia histórica de regulação dos Fundos de Investimento Imobiliário.	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	–	Estatística descritiva dos ativos no Brasil e Estados Unidos – IFIX, Equity REITs	33
Tabela 2	–	Resultados da regressão linear simples para o beta incondicional – IFIX, Equity REITs.	42
Tabela 3	–	Estimativas dos parâmetros específicos aos modelos aplicados, avaliados sobre a base de dados completa – RR, GARCH, SS, EE.	43
Tabela 4	–	Critérios de seleção do modelo de maior acurácia – MAE, MSE.	47

LISTA DE APÊNDICES

Gráfico A	–	Coeficiente de correlação condicional ao tempo entre Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $\rho_{i,m}$.	59
Gráfico B	–	Covariância condicional ao tempo entre Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $cov(R_{i,t}, R_{m,t})$	60
Gráfico C	–	Variância condicional ao tempo para Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $h_{i,t}, h_{m,t}$	61
Gráfico D	–	Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (OLS) para os índices IFIX e SMLL, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.	62
Gráfico E	–	Curvas de <i>p-valores</i> obtidos para o beta condicional dos quatro modelos de séries temporais, para os índices IFIX e IBOV, calculados pelo método de janela rolante e expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE.	63
Figura A	–	Curvas de estimações do beta condicional para o mercado de REITs entre 2001 e 2009 – Rolling Regression (Rolling), GARCH – DCC (DCC), Schwert e Seguin (SS), Espaço de Estado (SSM).	64
Tabela A	–	Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.	65

LISTA DE SIGLAS

B3	B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CDI	Certificado de Depósito Interbancário
CRI	Certificados de Recebíveis Imobiliários
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
FII	Fundo de Investimento Imobiliário
GARCH	Modelo Autoregressivo Heterocedástico Condicional Generalizado
IBOV	Índice Bovespa
ICVM	Instrução CVM
IFIX	Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários
LCI	Letras de Crédito Imobiliário
LH	Letras Hipotecárias
MPT	<i>Modern Portfolio Theory</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NAREIT	<i>National Association of Real Estate Investment Trusts</i>
REIT	<i>Real Estate Investment Trusts</i>
SMLL	Índice de <i>Small Caps</i>
S&P 500	<i>Standard & Poor's 500 Index</i>

LISTA DOS PRINCIPAIS SÍMBOLOS

$cov(\)$	Covariância
$E(\)$	Operador esperança
h	Variância condicional
R	Retorno ou excesso de retorno
R^2	Coeficiente de determinação
\hat{r}	Estimador do excesso de retorno
$var(\)$	Variância
α	Coeficiente alfa de Jensen, intercepto da curva de regressão
β	Coeficiente beta de mercado
$\hat{\beta}$	Estimador do coeficiente beta de mercado
γ	Elemento matricial do modelo GARCH multivariado
δ	Elemento matricial do modelo GARCH multivariado
ε	Termo de erro ou resíduo dos modelos econométricos
ζ	Termo de erro da equação de estado ou transição
η	Termo de erro da equação de estado ou transição
ρ	Coeficiente de correlação
\sum	Operador somatório
σ	Desvio-padrão
σ^2	Variância

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	16
1.1.	CONTEXTUALIZAÇÃO	16
1.1.1.	A Moderna Teoria do Portfólio e o <i>Capital Asset Pricing Model</i> (CAPM)	16
1.1.2.	A Seleção de Portfólios e o Mercado Imobiliário	17
1.2.	OBJETIVO DA PESQUISA E RELEVÂNCIA	19
2.	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	21
2.1.	O CAPM CLÁSSICO	21
2.2.	O BETA CONDICIONAL DE MERCADO	22
2.3.	O BETA DE MERCADO E OS ATIVOS IMOBILIÁRIOS	23
2.4.	<i>REAL ESTATE INVESTMENT TRUSTS</i> (REITs) – BREVE DESCRITIVO	23
2.5.	FUNDOS DE INVESTIMENTOS IMOBILIÁRIOS (FIIs) – BREVE DESCRITIVO	26
3.	METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DOS DADOS	30
3.1.	SELEÇÃO AMOSTRAL E COLETA DE DADOS	30
3.2.	O BETA INCONDICIONAL NO MODELO CAPM CLÁSSICO	35
3.3.	CONFRONTANDO MODELOS DE ESTIMAÇÃO DO BETA CONDICIONAL	35
3.3.1.	Modelo <i>Rolling Regression</i> (RR)	36
3.3.2.	Modelo Autoregressivo Heterocedástico Condicional Generalizado Multivariado (GARCH)	37
3.3.3.	Modelo de Mercado Heterocedástico de Schwert e Seguin (SS)	39
3.3.4.	Modelo de Espaço de Estado (EE)	39
4.	RESULTADOS EMPÍRICOS	41

4.1.	BETA INCONDICIONAL – O PROCESSO DE ESTIMAÇÃO	41
4.2.	BETA CONDICIONAL – OS PARÂMETROS DOS MODELOS	42
4.3.	BETA CONDICIONAL – ESTIMAÇÃO COMPARATIVA DOS MODELOS	44
4.4.	A ACURÁCIA PREDITIVA DOS MODELOS	46
5.	CONCLUSÕES	49
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	52
	APÊNDICES	59

1. INTRODUÇÃO

1.1. CONTEXTUALIZAÇÃO

1.1.1. A Moderna Teoria do Portfólio e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM)

Intuitivamente, a estratégia de diversificação de investimentos como ferramenta de mitigação da exposição aos riscos (dispersões) de mercado, quaisquer que sejam eles, é bastante plausível, ao ponto de não ser novidade ainda na década de 1950, quando Harry M. Markowitz (1952)² e Andrew Donald Roy (1952)³ elaboraram conceitos fundamentais para o desenvolvimento da Moderna Teoria do Portfólio – *Modern Portfolio Theory* (MPT).

Como destacou o próprio Markowitz (1999) em seu ensaio sobre a história recente dessa teoria, a carência da época era por uma proposição de investimentos adequada, capaz de contemplar os efeitos da diversificação de ativos cujos riscos fossem correlacionados e distinguir portfólios eficientes daqueles ineficientes ao analisar a dicotomia risco-retorno dessas carteiras.

Eis que surge então, em 1952, o conceito de fronteira eficiente⁴ para a seleção de portfólios de investimento, composto pelas combinações de médias e variâncias dos retornos que otimizam as escolhas dos investidores de uma determinada carteira.

A partir desse momento, as análises iniciadas pelo precursor da MPT foram estendidas ao equilíbrio geral, e, com colaborações de Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) e Black (1972), o desenvolvimento de um método algébrico de mensuração do risco sistemático não mitigável por meio da diversificação, culminou na elaboração do modelo de precificação de ativos de capital – *Capital Asset Pricing Model* (CAPM).

Transcorrida mais de meia década desde sua proposição no formato clássico, por William Sharpe (1964) e John Lintner (1965), a celeuma entre os defensores da hipótese de mercado eficiente – *Efficient Market Hypothesis* (EMH) e a corrente que legitima os

² Harry M. Markowitz, laureado com o Prêmio Nobel em Ciências Econômicas em 1990 pela elaboração da teoria de seleção de portfólio, e compartilhado com William Forsyth Sharpe e Merton Howard Miller.

³ Roy, A. D. autor do artigo *Safety First and the Holding of Assets*, publicado na revista *Econometrica*, vol. 20, nº. 3, p. 431–449, 1952.

⁴ Para discussões avançadas quanto ao estudo que resultou no conceito de fronteira eficiente, consultar a publicação: MARKOWITZ, H. *Portfolio Selection, Journal of Finance*, Vol. 7, nº 1, p. 77-91, 1952.

preceitos das finanças comportamentais permanece. Entretanto, apesar das críticas ainda atuais, de acordo com Fama e French (2004), o CAPM conserva extensivamente sua aplicabilidade no campo de finanças.

Isto posto, justifica-se a alocação de recursos em ativos que incrementem os retornos do portfólio e cuja covariância com a rentabilidade dos demais componentes da carteira seja mínima, otimizando o processo de diversificação e atenuando a exposição ao risco idiossincrático. O texto de Markowitz (1952) manifesta razões para investir em setores distintos da indústria.

[...] It is necessary to avoid investing in securities with high covariances among themselves. We should diversify across industries because firms in different industries, especially industries with different economic characteristics, have lower covariances than firms within an industry.⁵ (MARKOWITZ, 1952, p. 89).

1.1.2. A Seleção de Portfólios e o Mercado Imobiliário

Nesse sentido, os produtos do mercado imobiliário enquadram-se como possíveis candidatos aptos à diversificação, se observada a baixa correlação com o mercado de renda variável e desde que disponham de liquidez transacional, pois, aparentemente, oferecem estabilidade na distribuição de dividendos provenientes de contratos de locação e proveem proteção contra choques inflacionários, um benefício conferido pela indexação.

Outrossim, no intuito de complementar o argumento supracitado, poder-se-ia explorar outra virtude atribuída aos imóveis por agentes desse mercado: são empreendimentos que depreendem de reduzida volatilidade em sua precificação. Mas, evitemos interpretações imparciais, ainda que favoráveis ao desenvolvimento deste estudo, pois a oscilação limitada dos preços de ativos reais, conforme menção de Froot (1995), é,

⁵ [...] “É necessário evitar investir em ativos que apresentem alta covariância entre si. Nós deveríamos diversificar dentre os setores produtivos, pois firmas de industrias distintas, notadamente, setores cujas características econômicas diferem, apresentam covariâncias inferiores àquelas contempladas pelo mesmo setor.” (tradução livre)

provavelmente, resultado de baixa liquidez e assimetria de informações que reflitam variações em seu apreçamento.

Todavia, há ainda um aspecto pertinente que contribui em favor do desenvolvimento desta pesquisa, e novamente, permeia as impressões de Markowitz (1952) quanto ao processo de criação e seleção de um portfólio de ativos para investimento. Conforme os preceitos do economista, este procedimento cumpre duas etapas: a primeira inicia-se com a observação e experiência e encerra-se com crenças relativas à performance futura dos ativos; enquanto a segunda, pode ser interpretada como resultante da anterior e na qual as crenças implicam na escolha do portfólio.

Dentre essas crenças, destaca-se o comportamento cíclico do mercado imobiliário, indicando convergência para a previsibilidade dos retornos a serem apurados como resultado do balanceamento entre oferta e demanda para ocupação de imóveis e, conseqüentemente, da composição da taxa de ocupação,⁶ conforme observou Mueller (1999) e exposto na Figura 1.

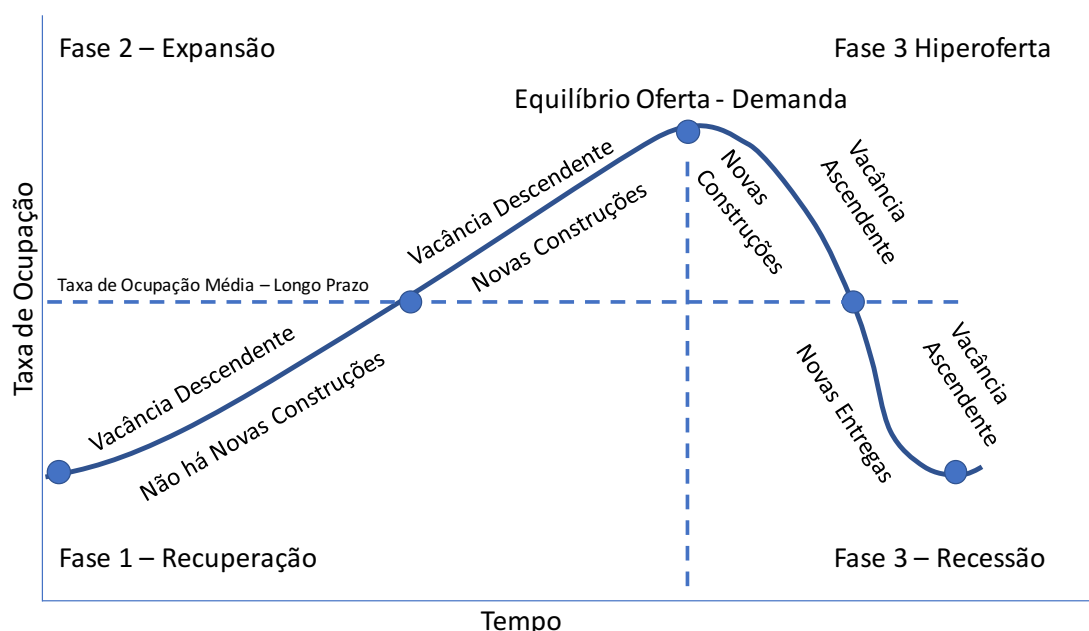


Figura 1 – Quadrantes do Ciclo de Mercado Imobiliário– 4 Estágios

Fonte: elaboração própria com base em Mueller (1999)

⁶ Conforme Mueller (1999), a taxa de ocupação do mercado imobiliário é a diferença entre o estoque total em oferta (incluindo imóveis recém construídos) e a demanda efetiva de ocupação, medida pela absorção de espaços e, equivalente a um menos a taxa de vacância.

1.2. OBJETIVO DA PESQUISA E RELEVÂNCIA

Neste contexto e tendo em vista a recente evolução do mercado de Fundos de Investimento Imobiliário (FIIs⁷) no Brasil, o objetivo deste estudo científico é avaliar empiricamente a influência do mercado acionário brasileiro sobre a rentabilidade dos FIIs, por meio da interpretação do comportamento do beta condicional e discutir a direção de desenvolvimento desses ativos frente uma análise comparativa e qualitativa com o mercado de referência consolidado, os *U.S. Real Estate Investment Trusts* (REITs⁸).

Para tanto, assistidos pelas metodologias aplicadas às economias norte-americana (ZHOU, 2013) e europeia (MERGNER e BULLA, 2008) e trabalhos que abordaram mercados emergentes (BARRY, RODRIGUEZ, 2004; ALTINSOY *et al.*, 2010), foram interpelados quatro modelos econométricos evidenciados na literatura de análise de séries temporais como método de estimação do coeficiente beta condicional e avaliação da relação dos fundos imobiliários com o portfólio de mercado.

Os dados coletados com frequência diária entre de 30 de dezembro de 2010 e 28 de setembro de 2018, resultaram em 1868 observações, analisadas sob os conceitos dos seguintes métodos: modelo de *Rolling Regression*, modelo Autoregressivo Heterocedástico Condicional Generalizado Multivariado – GARCH, modelo de Mercado Heterocedástico de Schwert e Seguin e o modelo de Espaço de Estado.

O encerramento das análises para o mercado nacional permite inferir acerca da inexistência de correlação dos fundos de investimento imobiliário com o portfólio de mercado, provendo uma oportunidade de diversificação.

Entretanto, uma análise qualitativa dos fundamentos desse mercado, que inclua volume de negócios, participação de investidores institucionais, assimetria de informações entre os agentes, liquidez transacional e comparação direta com regiões consolidadas, propõem outra abordagem, na qual, apesar do progresso estrutural, ainda é pouco relevante sua

⁷ Segundo a B3 S.A., os Fundos de Investimento Imobiliário (FIIs) são uma comunhão de recursos destinados à aplicação em ativos relacionados ao mercado imobiliário. Recursos estes captados na venda de cotas, destinados à aquisição de imóveis de diversos setores e fases de construção, bem como para a aquisição de títulos e valores mobiliários vinculados à indústria. Informações disponíveis em: <http://www.b3.com.br>

⁸ De acordo com a NAREIT, U.S. REITs são empresas dedicadas a serem proprietárias ou financiar ativos imobiliários geradores de renda em diversos setores da indústria imobiliária. Essas empresas precisam atender a requisitos mínimos para qualificarem-se como tais. Em geral, são negociados no mercado de valores mobiliários, conforme informações disponíveis em: <https://www.reit.com/what-reit/reit-basics>.

participação na plataforma do mercado de renda variável brasileiro e, portanto, não é possível concluir sobre a influência deste último em seus retornos.

Por outro lado, o processo de elaboração desta pesquisa corroborou com a literatura acadêmica recente, ratificando a não estabilidade do beta de mercado no tempo, desta vez, para o mercado brasileiro e colaborou com o tema no que concerne aos REITs norte-americanos ao identificar uma tendência de declínio do valor empírico do beta condicional para aquele mercado nos últimos anos, sugerindo, assim, que estejam apropriando-se dos fundamentos dos investimentos diretos em imóveis e correlacionando-se menos com o mercado acionário.

Além deste trecho introdutório, as seções subsequentes deste estudo estão organizadas com a seguinte estrutura: **Seção 2** – Fundamentação Teórica, **Seção 3** – Metodologia e Descrição dos Dados, **Seção 4** – Resultados, **Seção 5** – Conclusões. Este trabalho encerra-se com dois elementos pós-textuais, são eles as Referências Bibliográficas e os Apêndices.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. O CAPM CLÁSSICO

O CAPM clássico de Sharpe (1964) e Lintner (1965) atribui ao beta de mercado um comportamento invariante no tempo, ou seja, o risco sistemático é constante e sua estimação advém do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Então, sob suas premissas fundamentais, onde inexistem custos transacionais, impostos, os horizontes de investimentos são idênticos para todos agentes, expectativas de distribuição conjunta dos retornos dos ativos disponíveis são igualitárias e empréstimos à taxa livre de risco são concedidos e tomados sem fricções, o modelo assume a seguinte estrutura:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

onde, $E(\)$ é o operador esperança, R_i refere-se ao retorno bruto do ativo i , R_f é o retorno gerado pelo ativo livre de risco, R_m representa retorno do portfólio de mercado e β_i , o beta de mercado, interpretado como a mensuração da sensibilidade do retorno do ativo i às dispersões do retorno do portfólio de mercado.

Na Equação (1), o beta é resultado da divisão da covariância entre o retorno do ativo i e o retorno do portfólio de mercado pela variância do retorno de mercado. Reescrevendo a Equação (1) em termos do excesso de retorno dos ativos e incorporadas as inserções de Jensen⁹ (dimensão temporal e o coeficiente α_i), tem-se uma regressão linear simples e o beta incondicional de mercado ($\hat{\beta}_i$) pode ser estimado via MQO, onde $R_{i,t}$ e $R_{m,t}$ representam respectivamente o excesso de retorno do ativo i e o excesso de retorno portfólio de mercado no período t , conforme Equações (2) e (3).

⁹ Michael C. Jensen, em seus artigos *Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios* (1969) e *The performance of mutual funds in the period 1945–1964* (1968), estendeu o modelo CAPM clássico a um sistema multiperíodos e incorporou um coeficiente constante como condição de avaliação do desempenho dos gestores de carteiras de risco, que mais tarde, ficou conhecido como Alfa de Jensen (α_i).

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_i^2) \quad (2)$$

tal que,

$$\hat{\beta}_i = \frac{cov(R_i, R_m)}{var(R_m)} \quad (3)$$

sendo que $\hat{\beta}_i$ para $1 \leq i \leq I$ representa o beta estimado para os i ativos do portfólio para cada período $1 \leq t \leq T$ da amostra. O termo de erro $\varepsilon_{i,t}$ é independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante, σ_i^2 , e α_i o intercepto (alfa de Jensen), se houver.

2.2. O BETA CONDICIONAL DE MERCADO

Mergner e Bulla (2008) retrataram o coeficiente central do modelo como uma ferramenta multifuncional, observada na estimação da sensibilidade de ações às dispersões do mercado amplo, identificação de falhas de precificação, cálculo do custo de capital das empresas e avaliação do desempenho dos gestores de recursos de terceiros.

Contudo, inspirados por argumentos teóricos que relacionam o risco sistemático a fatores macro e microeconômicos, ainda de acordo com Mergner e Bulla (2008), eminentes estudos direcionados ao mercado de ações contestaram a estabilidade do beta em função do tempo, com destaque para Fama e Macbeth (1973), Fabozzi e Francis (1978), Sunder (1980), Bos e Newbold (1984) e Collins *et al.* (1987).

Existem duas vertentes na literatura quanto à condução da modelagem do beta variante no tempo, segundo Zhou (2013). A primeira concentra esforços na aplicação de modelos econométricos de séries de tempo à estimação do coeficiente, enquanto a segunda utiliza a inserção de variáveis exógenas como recurso estatístico para explicar o comportamento de beta, como em Abell e Krueger (1989). O escopo deste projeto ateu-se a primeira linha de pesquisa, a fim de evitar discussões quanto à escolha das variáveis exógenas.

2.3. O BETA DE MERCADO E OS ATIVOS IMOBILIÁRIOS

Nessa mesma lógica, existem estudos direcionados ao mercado imobiliário norte-americano indicando que o beta do setor também oscila no tempo, como observado por Sagalyn (1990) e Clayton e Mackinnon (2001).

Acadêmicos e agentes da indústria debatem há tempos quanto à participação dos REITs na composição de carteiras de ativos financeiros, arguindo entre agregar essa classe de ativos reais ao portfólio, ao adicionar receitas securitizadas provenientes de imóveis, ou simplesmente incrementar exposição ao risco do mercado acionário resultante do ambiente onde os REITs são negociados (CLAYTON e MACKINNON, 2003).

Os estudos de Barry e Rodriguez (2004) indicaram que os investimentos imobiliários em mercados emergentes são capazes de permear os benefícios da diversificação proposta por Markowitz (1952). Não obstante, ao tempo que destacam o volume incipiente de trabalhos acadêmicos relativos ao seu desempenho não vislumbravam, à época, um cenário favorável para alocação recursos institucionais internacionais em ativos securitizados nesses países, consequência da reduzida capitalização desses mercados.

Em contrapartida, o mercado de REITs norte-americano possui a maturidade, liquidez e atenção necessária aos acadêmicos para produção de resultados relevantes quanto a sua formação, comportamento e desempenho.

2.4. REAL ESTATE INVESTMENT TRUSTS (REITs) – BREVE DESCRITIVO

Consoante com a *U.S. Securities and Exchange Commission (Investor Bulletin Real Estate Investment Trusts – REITs, 2011)*, para que uma empresa seja qualificada como um REIT, é mandatório que seus ativos e rendimentos sejam majoritariamente lastreados em investimentos imobiliários e distribua, anualmente aos acionistas, na forma de dividendos, no mínimo 90% de seu lucro tributável. Além disso, uma empresa qualificada como REIT pode diferir integralmente de seus lucros tributáveis corporativos, todos os dividendos distribuídos aos acionistas.

Ainda, complementar aos requisitos básicos citados, o boletim do investidor relaciona as regras que devem ser integralmente cumpridas pelas corporações que almejam a alcunha e atribuições de um REIT:

- constituir-se uma empresa tributável, exceção ao diferimento aplicável aos REITs;
- possuir um conselho de administração composto por diretores ou curadores;
- a participação acionária da corporação deve ser inteiramente transferível;
- após seu primeiro ano operacional, a participação acionária da empresa deve estar distribuída dentre um mínimo de 100 investidores;
- não é permitido que nenhum investidor individual seja detentor de mais de 10% de participação na corporação nos últimos 6 meses fiscais;
- a empresa deve investir ao menos 75% de seus ativos totais em ativos imobiliários e moeda;
- 75% da receita bruta empresarial deve ser derivada de produtos imobiliários;
- 95% da receita bruta deve ser proveniente de fontes imobiliárias e dividendos ou de juros de qualquer fonte;
- possuir no máximo 25% dos ativos em títulos não-qualificados ou em ações de subsidiárias tributáveis.

Segundo registros da *National Association of Real Estate Investment Trusts* (NAREIT), o congresso americano cunhou as primeiras leis que autorizavam a implementação dos REITs em 1960. No início da década seguinte, já havia 34 companhias explorando a renda proveniente de ativos imobiliários, com capitalização de mercado total de US\$1,5 bilhões. Destas 34 empresas, 12 eram denominadas *equity* REITs,¹⁰ outras 12 definidas *mortgage* REITs¹¹ e 10 eram os chamados *hybrid* REITs,¹² cada qual com valor de mercado de US\$332 milhões, US\$571 milhões e US\$592 milhões, respectivamente.

Nessa direção e de acordo com os dados da NAREIT, o mercado norte-americano já atinge mais de 80 milhões de investidores individuais, distribuídos dentre as 227 empresas

¹⁰ Empresas proprietárias ou gestoras de imóveis produzindo renda, resultante da locação para terceiros.

¹¹ Companhias que proveem financiamento para imóveis gerando renda, comprando ou originando hipotecas e títulos lastreados em hipotecas, recebendo em contrapartida, os juros desses investimentos.

¹² Empresas com permissão para explorar tanto a renda de locações para terceiros quanto os juros hipotecários.

do setor. O valor de mercado total dos REITs supera US\$1,13 trilhões e as transações concluídas mensalmente excedem US\$150 bilhões. Com o desenvolvimento do setor, a participação dos *equity* REITs tornou-se predominante e alcançou 94% do volume total capitalizado em 2017 (US\$1,06 trilhões) e atingiu a marca de 181 unidades empresariais. O Gráfico – 1 expõe a evolução desse mercado.

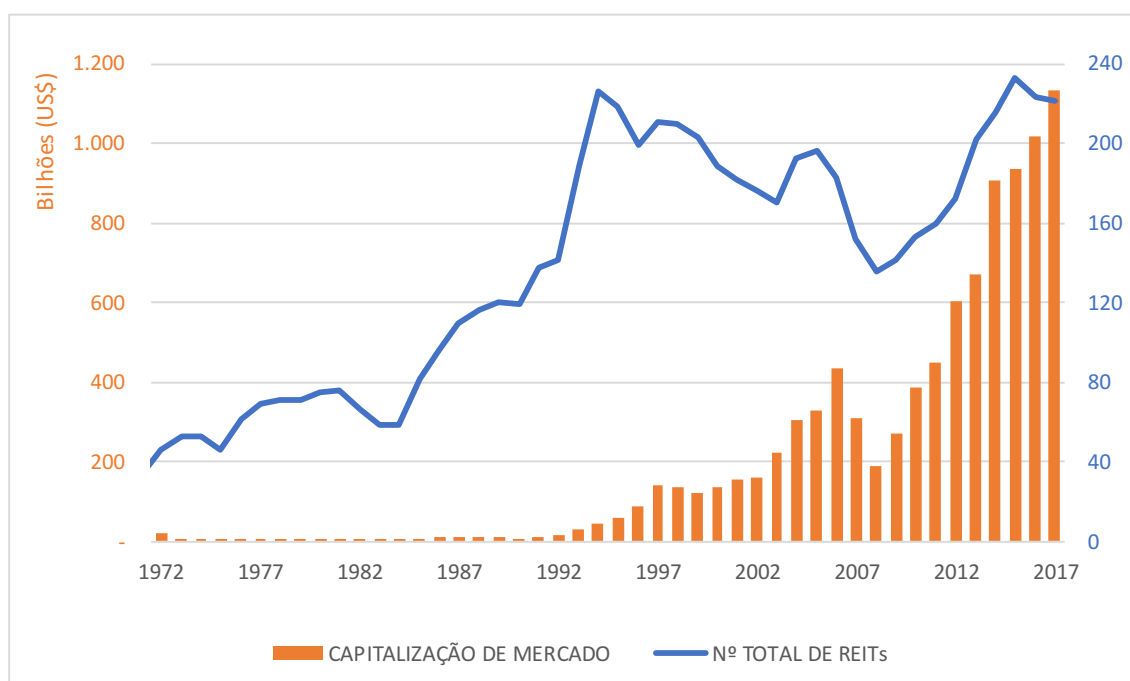


Gráfico 1 – Evolução do mercado de REITs – Volume de Capitalização Total (Dólares), Número Total de REITs.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

2.5. FUNDOS DE INVESTIMENTO IMOBILIÁRIO (FIIs) – BREVE DESCRITIVO

No âmbito nacional, em conformidade com o último Boletim do Mercado Imobiliário,¹³ o mercado de FIIs negociados na plataforma do mercado de balcão organizado ou da bolsa de valores vem apresentando sinais de amadurecimento.

Apesar de oscilações temporárias, observa-se uma tendência de ascensão dos indicadores estruturais. Em janeiro de 2010, o número total de investidores individuais registrados era inferior a 10.000, sete anos depois, já havia decuplicado. Na data de publicação do último boletim, o valor de mercado dos FIIs alcançou R\$42,6 bilhões, distribuídos dentre 160 fundos de renda e com a participação de cerca de 178.000 investidores individuais, dos quais, aproximadamente 61.800 (34,75%) classificados como institucionais.

Em termos de volume de transações concluídas, os FIIs seguem tendência de crescimento desde 2014. Encerrado o terceiro trimestre de 2018, o volume total de negócios (R\$8,2 bilhões) supera a máxima histórica alcançada em 2013 e o valor médio por transação atinge a mínima no período, aproximadamente R\$3.100/negócio, fato que pode ser interpretado como indicação de incremento da liquidez para os investidores pessoa física. O Gráfico 2, apresenta o avanço anual desses indicadores.¹⁴

¹³ Boletim do Mercado Imobiliário, nº 71, publicado pela B3, datado de 28 setembro de 2018.

¹⁴ Para consultas referentes ao arcabouço legislador, regulatório e tributário, acessar informativo elaborado pela Comissão de Valores Mobiliários – CVM. Guia CVM do Investidor – Fundos de Investimento Imobiliário, disponível em: <http://www.investidor.gov.br/portaldoinvestidor>.

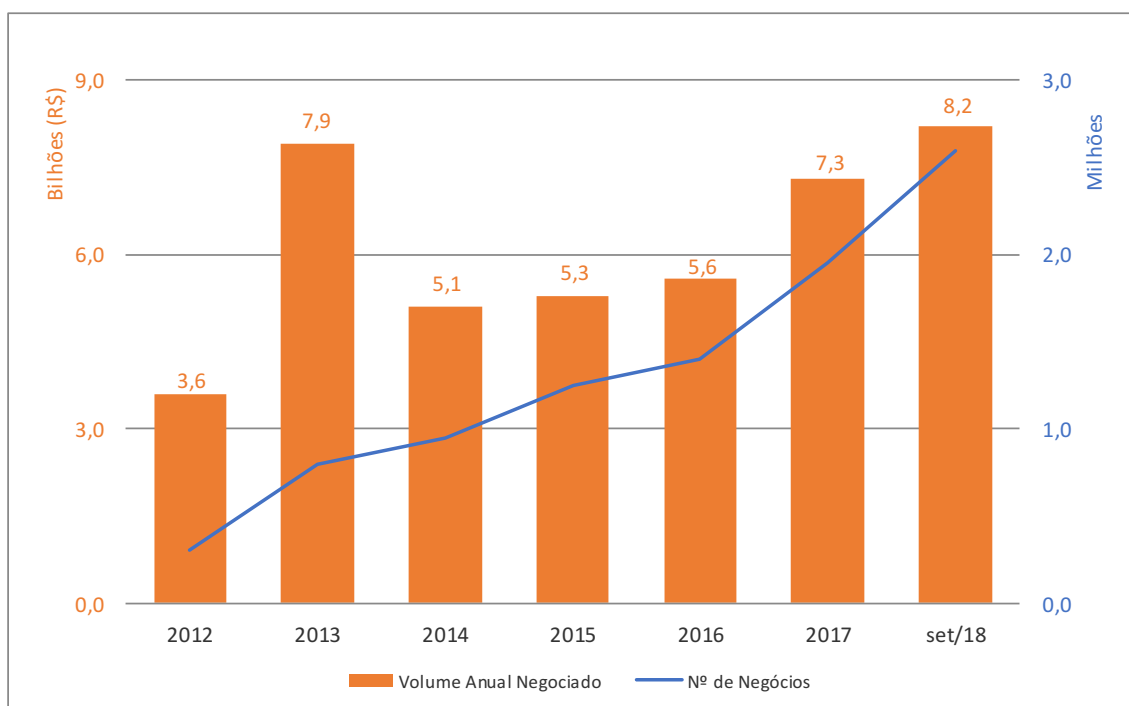


Gráfico 2 – Evolução do mercado de FIIs – Volume Anual Negociado (Reais), Número de Negócios (milhões).

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

A história dos fundos de investimento imobiliário no Brasil se inicia com a sanção da Lei nº 8.668/93,¹⁵ que inseriu este modelo de investimento na legislação nacional ao tempo que conferiu à Comissão de Valores Mobiliários (CVM), as competências de “autorizar, disciplinar e fiscalizar a constituição, o funcionamento e a administração dos Fundos de Investimento Imobiliário, observadas as disposições desta lei e as normas aplicáveis aos Fundos de Investimento”. (Lei nº 8.668, 1993, Art. 4º).

A partir de então, uma série de leis e instruções normativas da CVM são implementadas no intuito de elaborar um arcabouço jurídico e tributário de fomento ao setor. O Quadro 1, apresenta a cronologia histórica dos principais marcos regulatórios do setor (UQBAR, 2012, p.15 – 16).

¹⁵ Lei Nº 8.668, de 25 de junho de 1993, decretada e sancionada pelo Presidente da República, dispõe sobre a constituição e o regime tributário dos Fundos de Investimento Imobiliário e confere outras providências. Disponível para consulta em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8668.htm

Lei, Instrução ou Resolução Normativas Ano	Conceitos Principais
Lei nº 8.668 – 1993	Institui os Fundos de Investimento Imobiliário no Brasil e compete à CVM autorizar, disciplinar e fiscalizar a constituição, funcionamento e administração dos FII's
Instrução CVM nº 205 e 206 – 1994	Dispõem sobre a constituição, o funcionamento e a administração de FII's e sobre normas contábeis aplicadas.
Lei nº 9.514 – 1997	Institui o Sistema de Financiamento Imobiliário, a alienação fiduciária de bens imóveis, as empresas de securitização de crédito imobiliário e os certificados de recebíveis imobiliários (CRI).
Lei nº 9.779 – 1999	Estabelece critérios relativos à distribuição de rendimentos e ganhos de capital dos FII's e institui a incidência de imposto de renda para os rendimentos e ganhos líquidos resultantes de aplicações financeiras de renda fixa ou variável.
Lei nº 11.033 – 2004	Isenta pessoas físicas do imposto de renda sobre proventos distribuídos por certificados de recebíveis imobiliários (CRI), letras de crédito imobiliário (LCI) e letras hipotecárias (LH).
Lei nº 11.196 – 2005	Isenta de imposto de renda (fonte e declaração anual) pessoas físicas que recebam rendimentos distribuídos por FII's, cujas cotas sejam admitidas à negociação (exclusiva) em bolsas de valores ou mercado de balcão, desde que o fundo possua no mínimo 50 cotistas. Não são beneficiados cotistas pessoa física titulares de participação equivalente a 10% ou mais, ou cujas cotas confirmem o direito ao rendimento superior a 10% do total auferidos pelo FII.
Instrução CVM nº 472 – 2008	Revoga a ICVM 205 e permite que FII's invistam em valores mobiliários lastreados em fontes imobiliária.
Lei nº 12.024 – 2009	Isenta da incidência de imposto de renda na fonte as aplicações efetuadas pelos Fundos de Investimento Imobiliário nos seguintes ativos: CRI, LH, LCI e cotas de FII.

Quadro 1 – Cronologia histórica de regulação dos Fundos de Investimento Imobiliário.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

A publicação da Instrução CVM (ICVM) 472 de 2008 foi um ponto de inflexão no desenvolvimento do mercado de FII's ao revogar a instrução 205 e dispor novamente sobre a constituição, administração e funcionamento desses veículos de investimento e apresentar uma legislação contemporânea ao mercado de capitais. Com a permissão da alocação de recursos dos fundos em valores mobiliários lastreados no setor imobiliário (CRI, LCI, LH, ações de sociedades de propósito específico, empresas listadas, etc.) possibilitou a segmentação dos fundos em classes de ativos, a saber: (i) renda fixa; (ii) renda variável; (iii) imóveis; e (iv) multiclasse (perfil variável no tempo).

Mais recentemente, em setembro de 2012, iniciou-se a divulgação do Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (IFIX), com data base de cálculo retroativa fixada em 30 de dezembro de 2010 e cotação inicial em 1.000 pontos.

Conforme informativo relativo à metodologia de cálculo divulgado pela B3,¹⁶ o IFIX é composto por uma carteira teórica de ativos elaborada em consonância com critérios pré-estabelecidos. O intuito de sua concepção foi produzir um indicador do desempenho médio das cotações dos fundos negociados na B3 e para integrar essa carteira, os ativos devem cumprir na íntegra, entre outros aspectos, os seguintes requisitos (B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO, 2015, p. 2 - 3):

- o fundo deve estar presente em 60% dos pregões, durante a vigência das três carteiras anteriores.
- a cota deve estar classificada dentre os ativos elegíveis e na tranche superior (99%) do Índice de Negociabilidade,¹⁷ neste mesmo período.
- a cota do fundo imobiliário não pode estar classificada como *Penny Stock*.¹⁸

¹⁶ Informativo divulgado pela B3 – Brasil, Bolsa, Balcão, *Metodologia do Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (IFIX)*, disponível para consulta em: <http://www.b3.com.br>

¹⁷ Índice de Negociabilidade – conforme *Manual de Procedimentos*, divulgado pela B3, o índice relaciona o número de negócios, o volume financeiro e o número de pregões da bolsa e balcão para seu aferimento. Detalhes do cálculo, disponível para consulta em: <http://www.b3.com.br>

¹⁸ Penny Stock – conforme informativo *Manual de Procedimentos*, divulgado pela B3, para efeito da aplicação da metodologia dos índices, são considerados como Penny Stocks os ativos cujo valor médio ponderado durante a vigência da carteira anterior ao rebalanceamento, desconsiderando-se o último dia desse período, seja inferior a R\$1,00. Disponível para consulta em: <http://www.b3.com.br>

3. METODOLOGIA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

3.1. SELEÇÃO AMOSTRAL E COLETA DE DADOS

Apropriado dessas informações e suportado pelos resultados alcançados em estudos anteriores (ZHOU, 2013; MERGNER e BULLA, 2008), o presente estudo buscou analisar a influência do mercado acionário brasileiro sobre o desempenho dos Fundos de Investimento Imobiliário (FIIs) negociados na B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão, sob a ótica do beta condicional de mercado e sua relação com o excesso de retorno desses ativos.

Para tanto, implementou-se quatro modelos de séries temporais, validados previamente em literatura, como método de avaliação empírica do beta condicional, a saber: (i) *Rolling Regression*; (ii) modelo Autoregressivo Heterocedástico Condicional Generalizado Multivariado – GARCH; (iii) modelo de Mercado Heterocedástico de Schwert e Seguin; e (iv) modelo de Espaço de Estado.

No intuito de atender ao requisito de métrica do desempenho médio dos retornos dos fundos de investimentos imobiliários, inclusive dividendos, admitiu-se o IFIX, que à época do levantamento dos dados era composto por 83 fundos listados na B3, como variável a ser explicada.

Adicionalmente, como parâmetro dos retornos do portfólio de mercado e variável explicativa, fez-se uso do Índice Bovespa (IBOV), incluindo as distribuições de rendimentos e que encerrava a participação de ações de 65 empresas e cerca de 80% do volume financeiro transacionado na B3, conforme dados da própria bolsa de valores de São Paulo contemporâneos ao estudo.

Por fim, para cômputo do excesso de retorno dos índices adotados, assumiu-se o certificado de depósito interbancário (CDI), como variável *proxy* do ativo livre de risco.

A amostra coletada contemplou os retornos totais diários para o período compreendido entre 30 de dezembro de 2010 (data base do IFIX) e 28 de setembro de 2018, consistindo em 1868 observações. As informações relativas ao IFIX, IBOV e CDI foram exportadas da

base de dados secundária do sistema *Economatica* ¹⁹. O Gráfico 3 representa o desempenho acumulado dos fatores durante o período analisado, em moeda corrente.

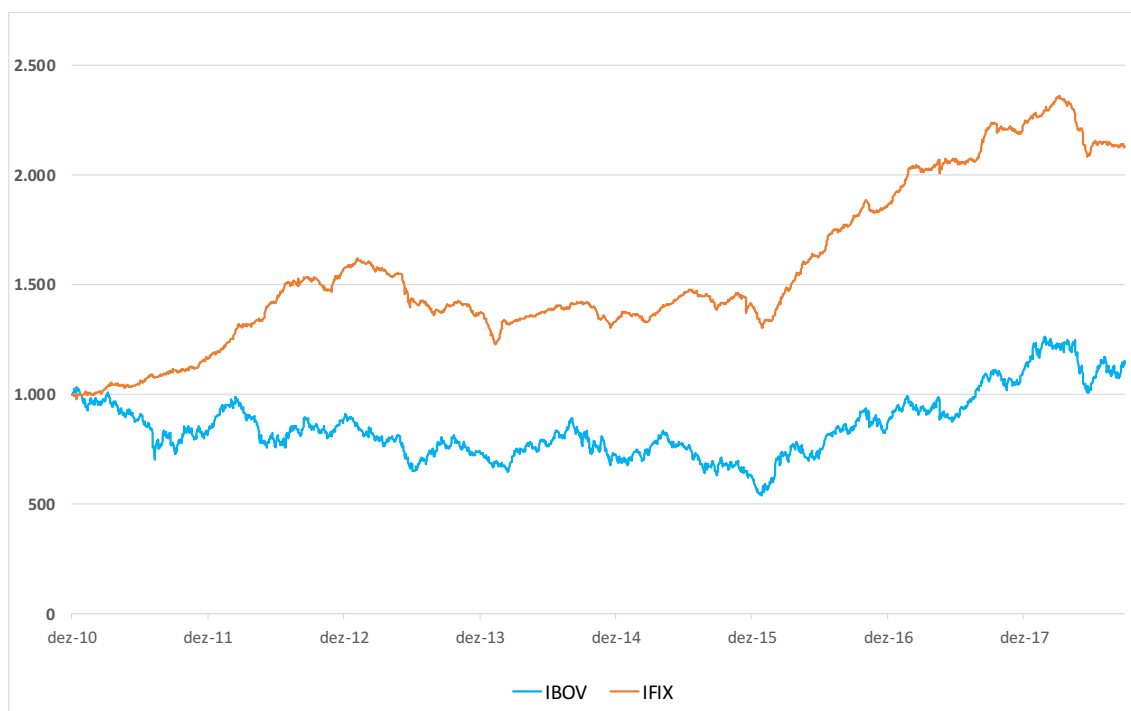


Gráfico 3 – Cotações diárias dos índices brasileiros em Reais, data base 30 de dezembro 2010, 1.000 pontos – IFIX, IBOV.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

Para a condução da prática comparativa de controle replicou-se parcialmente os conceitos e métodos concretizados por Zhou (2013) para o mercado norte-americano, implementando os quatro modelos supracitados, entre dezembro de 2010 e setembro de 2018 (1868 amostras), seguindo as variáveis propostas pelo autor: (i) retornos do *FTSE Nareit Equity REITs Index*²⁰ em dólares como variável do mercado imobiliário; (ii) *Standard & Poor's 500 Index* (S&P 500) para obtenção dos retornos do mercado referencial; e (iii) *3-month U.S. Government Bill*²¹ adotado como variável *proxy* do ativo livre de risco. Os dados do *Equity REITs Index* foram coletados na plataforma Thomson Reuters Eikon, enquanto as informações referentes ao S&P 500 e *3-month U.S. Government Bill* foram

¹⁹ Fonte secundária de informações da plataforma Economatica, composta por software e base de dados.

²⁰ *FTSE Nareit Equity REITs Index* – índice que contempla todos os *Equity REITs* com exceção daqueles que exploram receitas provenientes de investimentos em infraestrutura ou ativos florestas.

²¹ *3-month U.S. Government Bill* – Títulos de dívida tesouro dos Estados Unidos da América com vencimento para 3 meses

extraídos da plataforma Bloomberg L.P. A performance de ambos os índices acumulados diariamente em nível e em unidades de Dólares, exibem-se no Gráfico 4.

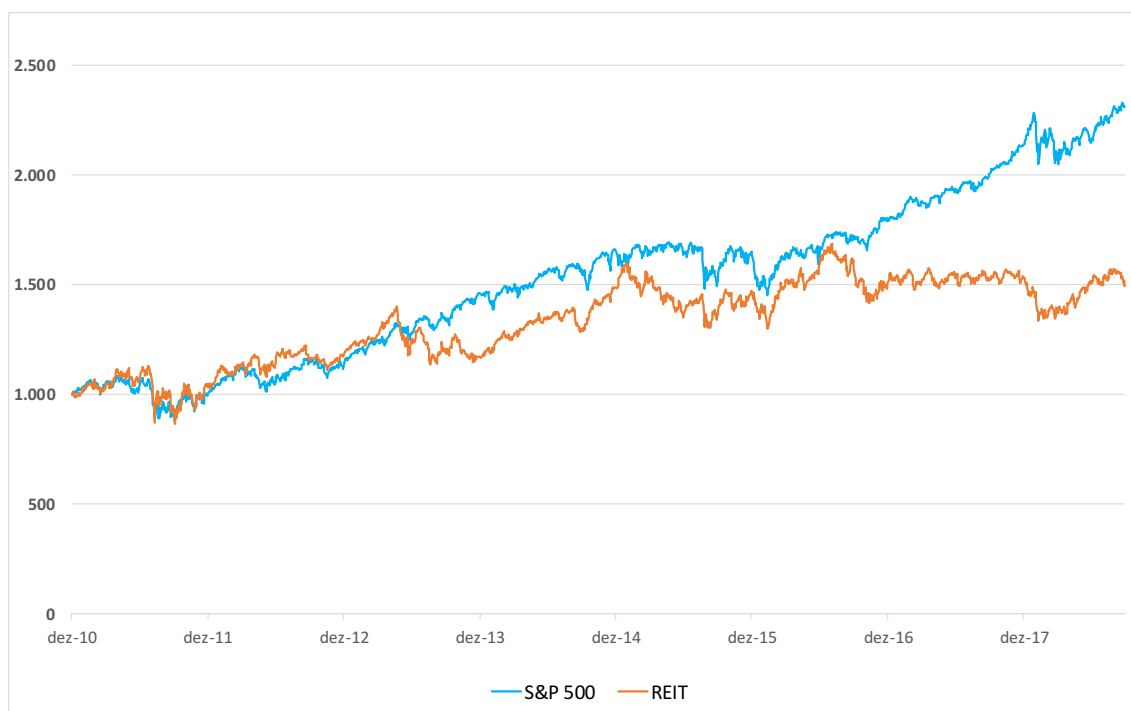


Gráfico 4 – Cotações diárias dos índices norte-americanos em Dólares, data base 30 de dezembro 2010, 1.000 pontos – Equity REITs Index, S&P 500.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

A interpretação dos Gráficos 3 e 4 já permite identificar diferenças no comportamento dos mercados brasileiro e norte-americano. Enquanto o índice acumulado para o mercado imobiliário local superou o portfólio de mercado em 86,5%, no período, o mercado de REITs proveu rendimentos 34,4% inferiores ao S&P500.

As estatísticas descritivas básicas do excesso de retorno das séries amostrais para o mercado brasileiro e norte-americano estão apresentadas na Tabela 1. Os valores entre parênteses denotam o *p-valor* de cada teste aplicado.

Nota-se que ambas as séries rejeitam a hipótese de normalidade das distribuições, em linha com os fatos estilizados para retornos financeiros, onde, em geral, há presença de assimetria das caudas e curtose.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos ativos no Brasil e Estados Unidos – IFIX, Equity REITs.

ATIVO	N	Média	Desvio-Padrão	Assimetria	Excesso Curtose	Sharpe	JB ²²	ADF ²³
IFIX	1868	0,000020	0,0041	-1,28	14,86	7,8%	17.686,0 (0,000)	-16,33 (0,000)
IBOV	1868	-0,000215	0,0146	-0,07	1,76	-23,4%	241,8 (0,000)	-43,55 (0,000)
Equity REIT	1868	0,000271	0,0110	-0,20	8,02	38,9%	5.016,7 (0,000)	-46,14 (0,000)
S&P 500	1868	0,000477	0,0091	-0,44	5,20	83,1%	2.165,0 (0,000)	-45,52 (0,000)

Fonte: Elaboração própria por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

Notas: (i) os resultados entre parênteses indicam o *p-valor* para cada parâmetro.

Apesar da ausência de normalidade nas distribuições, o Índice Sharpe *ex-post* fora incluído como critério comparativo de desempenho histórico dos ativos em suas respectivas moedas. Alguns parâmetros combinados, tendem a minimizar eventuais questionamentos quanto à validade econômica das análises em questão, pois conforme observado por Granger e Newbold (1974), regressões espúrias, em geral são não-estacionárias e apresentam um coeficiente de determinação (R^2) elevado (próximo de 1,0) e ambas as condições foram refutadas nas regressões, conforme Tabelas 1 e 2.

Subsequentes, os Gráficos 5 e 6 exibem o comportamento diário do excesso de retorno das séries imobiliárias e de renda variável em ambos os mercados, cujas análises admitem conjecturas quanto a determinadas características das sequências temporais, ratificadas pelos devidos testes e dados estatísticos. Verifica-se, por exemplo, a estacionariedade das séries, ainda que fraca, corroboradas pelo teste de raiz unitária. Ainda, é possível inferir que a variância (desvio-padrão) do índice imobiliário nacional é inferior ao risco da renda variável, destoantes do cenário internacional, onde a volatilidade é similar para os dois ativos.

²² Teste de Normalidade – Jarque Bera – JB, onde a hipótese nula considera a distribuição normal das amostras.

²³ Teste de Raiz Unitária – Augmented Dickey–Fuller – ADF, tal que a hipótese nula implica na existência de ao menos uma raiz unitária.

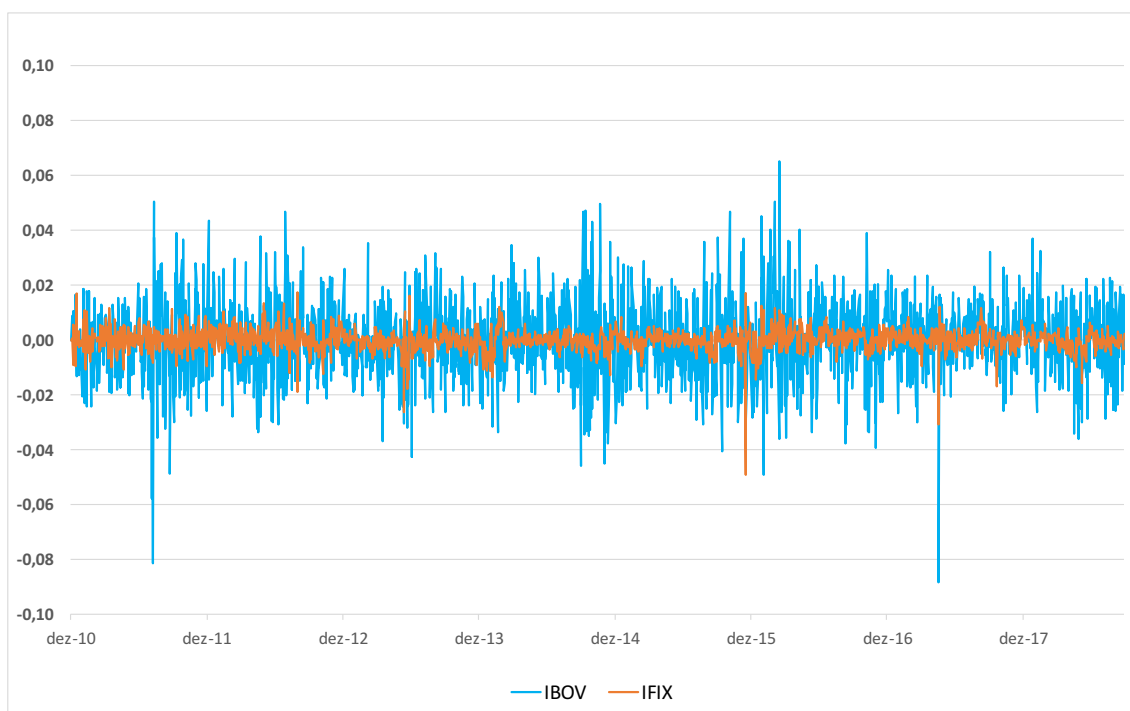


Gráfico 5 – Excesso de retorno diário dos índices brasileiros em Reais – IFIX, IBOV.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

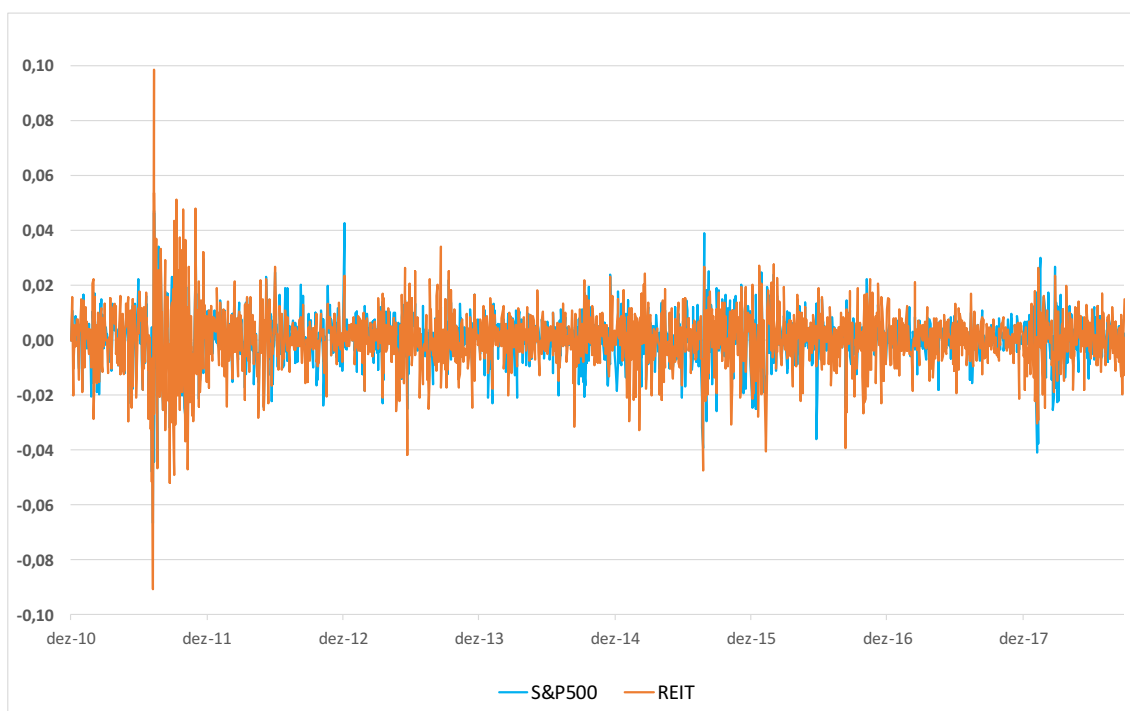


Gráfico 6 – Excesso de retorno diário (em Dólares) dos índices norte-americanos em Dólares – Equity REITs Index, S&P 500.

Fonte: Elaboração própria com base nas fontes acessadas

3.2. O BETA INCONDICIONAL NO MODELO CAPM CLÁSSICO

Como postulado inicial, aplicou-se o modelo clássico de precificação de ativos (CAPM), como parâmetro de controle dos modelos de estimação do beta condicional de mercado.

O CAPM clássico implica na estabilidade temporal do risco sistemático, tal que sua estimação ($\hat{\beta}_i$) é possível pelo método dos mínimos quadrados ordinários para modelos de regressão linear simples, desde que, o termo de erro ($\varepsilon_{i,t}$) seja um ruído branco equivalente a uma variável independente e identicamente distribuída, com média zero e variância constante, $\varepsilon_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_i^2)$.

Retomando as Equações (2) e (3) na forma de excesso de retorno sobre o ativo livre de risco, tem-se que:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_i^2) \quad (2)$$

e,

$$\hat{\beta}_i = \frac{cov(R_i, R_m)}{var(R_m)} \quad (3)$$

Onde R_i é o vetor $[r_1, r_2, r_3, \dots, r_i]$ de excesso de retorno do IFIX, R_m representa o vetor $[r_1, r_2, r_3, \dots, r_m]$ de excesso de retorno do IBOV, ambos no instante t . O termo $cov(R_i, R_m)$ identifica a covariância entre os excessos de retornos destes índices e $var(R_m)$ a variância do portfólio de mercado (IBOV). Neste caso, o estimador do coeficiente beta independe do período de análise, tendo em vista sua invariância no tempo.

3.3. CONFRONTANDO MODELOS DE ESTIMAÇÃO DO BETA CONDICIONAL

Existe uma afirmação atribuída a um analista de carreira do mercado de fundos imobiliários norte-americano que ilustra o comportamento e a composição desta tipologia de ativos: *REITs smell like real estate, look like bonds and walk like equity*. Greg Whyte, Analyst, Morgan Stanley (Lux, 2012).

Sob esta epígrafe, investigar-se-á a última condição sugerida pelo analista, isto é, quanto do comportamento dos retornos dos fundos imobiliários é explicado pelo retorno do portfólio de mercado de renda variável, avaliando o comportamento do beta variável ao longo da série de tempo.

Considerando os quatro modelos de séries temporais supramencionados, discutir-se-á cada método, conforme sua complexidade algébrica. Para a execução dos cálculos fez-se uso do software *OxMetrics Enterprise Edition Version 8.0*.

3.3.1. Modelo *Rolling Regression* (RR)

O primeiro procedimento adotado foi o método de *Rolling Regression*, fundamentado nos estudos desenvolvidos por Fama e Macbeth (1973).

Atribuiu-se ao modelo de regressão simples, um algoritmo de janela rolante com dimensão fixa e sobreposição de subamostras com extensão de 500 dias ($n=500$), onde os betas incondicionais foram calculados por meio da equação (4), para cada trecho de 500 observações mais recentes, em sucessivas iterações de estimação via MQO (1368 repetições), cada qual equivalente ao cálculo do CAPM clássico, até gerarem um vetor de betas oscilantes $[\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \dots, \hat{\beta}_{T-500}]$.

$$\hat{\beta}_{i,t}^{RR} = \frac{cov(R_{i,t}, R_{m,t})}{var(R_{m,t})}, \quad t = 500, \dots, T; i = 1, \dots, T - 500 \quad (4)$$

E, subamostras rolantes, tais que, $[t - n + 1; t]$.

3.3.2. Modelo Autoregressivo Heterocedástico Condicional Generalizado Multivariado (GARCH)

A literatura estabelece que os retornos auferidos no mercado financeiro, em geral, não são independentes e identicamente distribuídos, como observaram Mergner e Bulla (2008). O modelo do tipo GARCH foi proposto por Bollerslev (1986), ao generalizar os métodos autoregressivos de heterocedasticidade condicional – ARCH. O autor introduz o conceito de dependência da volatilidade não apenas de retornos passados, mas também dela própria.

Dentre os padrões notórios em retornos de séries temporais financeiras, destacam-se os fatos estilizados como agrupamentos de volatilidade no tempo, distribuição incondicional assimétrica com caudas pesadas (leptocúrticas) e autocorrelação amostral reduzida não significativa na primeira defasagem, mas relevante no quadrado dos retornos (ENDERS, 2015).

Consequência desses e outros padrões de comportamento das séries financeiras, o modelo GARCH resulta na construção de matrizes de variâncias e covariâncias condicionais ao tempo, neste caso, relativas aos retornos do portfólio de mercado e do mercado de fundos de investimentos imobiliários. O parâmetro beta dinâmico para o IFIX pôde ser obtido da relação entre os binômios variância-covariância dependente do tempo, conforme expressão algébrica (5).

$$\hat{\beta}_{i,t}^{GARCH} = \frac{cov(R_{i,t}, R_{m,t})}{var(R_{m,t})} \quad (5)$$

onde, $cov(R_{i,t}, R_{m,t})$ denota a covariância condicional ao tempo entre os excessos de retornos dos índices do mercado setorial e amplo e $var(R_{m,t})$ a variância condicional do portfólio de mercado.

O modelo aplicado neste estudo, contempla a correlação dinâmica condicional (DCC) do GARCH multivariado como medida do risco e as etapas intermediárias do raciocínio lógico que compõem o processo de estimação podem ser consultadas em Engle (2002) e Zhou

(2013), inclusive as parametrizações necessárias para a estimação da matriz de correlação condicional dos retornos ($R_{i,t}$) apresentada na equação (6).

$$R_{i,t} = \text{diag}(Q_t)^{-1} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1} \quad (6)$$

Tal que, $Q_t = (q_{ij,t})$ denota a matriz de covariâncias ($N \times N$) simétrica, positiva e definida, onde N representa o número de ativos financeiros e atende às condições da equação (7).

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + bQ_{t-1} \quad (7)$$

Onde os parâmetros a e b são escalares não-negativos e, satisfeita condição $a + b < 1$, o modelo sofre reversão à média e \bar{Q} é a matriz de correlações incondicionais dos resíduos padronizados, ε_t .

O método de cálculo da matriz $R_{i,t}$ impõe que $\rho_{i,t}$ seja o coeficiente de correlação condicional entre os excessos de retornos do IFIX e IBOV, e a equação (8) esclarece a álgebra para estimação do parâmetro beta condicional na série temporal.

$$\hat{\beta}_{i,t}^{GARCH} = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, R_{m,t})}{\text{var}(R_{m,t})} = \frac{\rho_{i,t}\sqrt{h_{i,t}}\sqrt{h_{m,t}}}{h_{m,t}} = \frac{\rho_{i,t}\sqrt{h_{i,t}}}{\sqrt{h_{m,t}}} \quad (8)$$

As sentenças (9) e (10) indicam o processo de estimação da variância condicional dos excessos de retornos do IFIX ($h_{i,t}$) e do IBOV ($h_{m,t}$), onde ψ_i , ψ_m , γ_i , γ_m , δ_i e δ_m são parâmetros do modelo autoregressivo.

$$h_{i,t} = \psi_i + \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \delta_i h_{i,t-1} \quad (9)$$

$$h_{m,t} = \psi_m + \gamma_m \varepsilon_{m,t-1}^2 + \delta_m h_{m,t-1} \quad (10)$$

3.3.3. Modelo de Mercado Heterocedástico de Schwert e Seguin (SS)

O procedimento seguinte foi proposto inicialmente por Schwert e Seguin (1990)²⁴ e, por simplificação algébrica, pode ser interpretado como uma extensão dos resultados obtidos no modelo anterior (GARCH), onde assume-se a correlação dinâmica condicional da série temporal como medida das dispersões de mercado.

O coeficiente beta variante é calculado de acordo com a equação (11), onde b_i é um termo constante e $\frac{\delta_i}{h_{m,t}}$ estabelece a sensibilidade do excesso de retorno do ativo às oscilações na volatilidade do mercado. Claramente, casos onde o coeficiente δ_i é nulo, resultam em um beta de mercado incondicional (estável no tempo).

$$\hat{\beta}_{i,t}^{SS} = b_i + \frac{\delta_i}{h_{m,t}} \quad (11)$$

Assim como no modelo GARCH, $h_{m,t}$ representa a variância condicional do excesso de retorno do mercado amplo e a estimação dos coeficientes b_i e δ_i segue um processo de regressão linear simples, por meio do método dos mínimos quadrados ordinários. A equação (12) é resultado da substituição da equação (11) em (2).

$$R_{i,t} = \alpha_i + b_i R_{m,t} + \frac{\delta_i}{h_{m,t}} R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_i^2); \quad i = 1, \dots, T \quad (12)$$

3.3.4. Modelo de Espaço de Estado (EE)

Conceitualmente, o modelo de Espaço de Estado infere que a informação necessária para predição do processo estatístico está contida no estado atual da série, muito útil quando as variáveis explicativas não são observáveis, como no caso do beta de mercado.

Conforme exposto por Durbin e Koopman (2012), o procedimento é composto por duas equações dinâmicas, uma de mensuração ou observações e outra definida de transição

²⁴ Dtalhes do raciocínio algébrico do modelo disponíveis para consulta na publicação: SCHWERT, G. W., SEGUIN, P. J. Heteroskedasticity in stock returns, 1990.

ou estado. A equação de medida descreve como as variáveis observáveis (retornos do IFIX e IBOV) estão vinculadas àquelas não-observáveis (beta de mercado). Enquanto as equações de transição descrevem o comportamento estocástico das variáveis de estado que não são observadas (KNUST, 2007).

Aplicadas ao tema em escopo e conforme Zhou (2013), as expressões assumem a forma explicitada nas equações (13), (14) e (15), abaixo.

Equação de medida ou observação:

$$R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}^{EE} R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d. (0, \sigma_i^2) \quad (13)$$

Equações de transição ou estado:

$$\alpha_{i,t} = \alpha_{t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_{\eta,i}^2) \quad (14)$$

$$\beta_{i,t}^{EE} = \beta_{i,t-1}^{EE} + \zeta_{i,t}, \quad \zeta_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_{\zeta,i}^2) \quad (15)$$

Ainda de acordo com as análises de Zhou (2013), uma vez que o modelo está descrito na forma de espaço de estado, pode-se aplicar o Filtro de Kalman²⁵, na estimação das variáveis de estado (transição). O filtro é composto por um algoritmo recursivo para avaliação do erro quadrático médio mínimo das variáveis de estado, sob condições pré-estabelecidas.

Este procedimento permite que sejam produzidas duas séries de estimativas do beta, a primeira, denominada série filtrada, considera a informação disponível até a observação mais recente da série e outra, série suavizada, contempla a amostra total (1868 observações) para execução da predição. O presente estudo, segue o primeiro resultado, pois como notado por Zhou (2013), é mais coerente com os demais modelos, que não ponderam informações da amostra completa no processo de estimação dos parâmetros.

²⁵ Detalhes do procedimento disponíveis na publicação: DURBIN, J.; KOOPMAN, S. Jan. Time series analysis by state space methods. Oxford University Press, 2012.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Apesar de empiricamente uníssonas as evidências em favor da não estabilidade do risco sistemático ao longo do tempo, como notou Mergner (2009), ainda eram escassos no início da década 2000, estudos em literatura que explicitamente aplicassem técnicas de modelagem econométrica ao comportamento variante do coeficiente beta. Este capítulo, abordará, portanto, os resultados científicos que são os alicerces desta pesquisa, e que contribuem para preencher essa lacuna das referências bibliográficas acadêmicas, principalmente no cenário nacional.

Como etapa inicial, apresentar-se-á as estimações dos betas de mercado (incondicional e condicionais) relativos ao mercado de fundos de investimentos imobiliários no Brasil. Por conseguinte, será possível avaliar a metodologia de cálculo e as implicações da acurácia preditiva de cada modelo selecionado e, por fim, interpretaremos os resultados para o mercado norte-americano, como parâmetro de controle das análises.

4.1. BETA INCONDICIONAL – O PROCESSO DE ESTIMAÇÃO

Conforme destacaram Mergner e Bulla (2008) em seus estudos para o beta no mercado europeu, o alfa de Jensen da regressão linear deveria ser nulo, sob as hipóteses de mercado eficiente e suas implicações no modelo CAPM clássico. A Tabela 2 exibe os principais parâmetros do modelo, com destaque para a nulidade de α_i em ambos os ativos (IFIX e Equity REIT) e a validade do beta incondicional para esses mesmos ativos ao nível de 1% de significância.

Ainda nesta etapa de análise do beta invariante, já é possível notar divergências entre os parâmetros do mercado nacional e do mercado estadunidense. Enquanto o β^{IFIX} apresentou o valor de 0,058, o β^{REIT} atingiu patamar próximo ao unitário (0,873), o que poderia indicar que o IFIX é um ativo defensivo, por apresentar menor volatilidade que o portfólio de mercado (desvio-padrão referenciado na Tabela 1) e baixa correlação com estes mesmos ativos ($\rho^{IFIX-IBOV} = 0,21$). Por outro lado, o coeficiente R^2 para o cenário brasileiro registrou o valor de 0,043, propondo que apenas 4,3% da variabilidade do IFIX

pode ser explicada pela variação do IBOV. No capítulo de considerações finais retomaremos essa discussão, confrontando-as com os demais resultados práticos.

Tabela 2 – Resultados da regressão linear simples para o beta incondicional – IFIX, Equity REITs.

ATIVO	α_i	β_i	R^2	ARCH (1) ²⁶	ρ_i ²⁷
IFIX	0,00003 (0,726)	0,058 (0,000)	0,043	25,62 (0,000)	0,21
Equity REIT	-0,00014 (0,415)	0,873 (0,000)	0,518	88,31 (0,000)	0,72

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

Notas: (i) os resultados entre parênteses indicam o *p-valor* para cada parâmetro.

4.2. BETA CONDICIONAL – OS PARÂMETROS DOS MODELOS

Com o objetivo de explorar a natureza condicional de influências sistemáticas no desempenho da carteira de FIIs, aplicou-se os quatro modelos de séries temporais aos dados amostrais, que resultaram nos parâmetros descritos na Tabela 3, conforme as siglas previamente identificadas.

Tendo em vista o fato de que algumas técnicas de estimação produzem resultados iniciais inconsistentes, a fim de evitar eventuais vieses nas análises dos resultados e comparação entre a eficiência dos modelos, os 50 primeiros betas calculados de cada procedimento foram expurgados, sem prejuízo para o comportamento geral das amostras, tendências e considerações finais.

²⁶ Teste ARCH (*p*) – Apresenta a estatística do multiplicador de Lagrange (LM). A hipótese nula de homocedasticidade é rejeitada para ambos os mercados com nível de significância de 1% (defasagem de ordem 1).

²⁷ Coeficiente de correlação (ρ_i) entre o portfólio de mercado e a variável representativa do mercado imobiliário.

Tabela 3 – Estimativas dos parâmetros específicos aos modelos aplicados, avaliados sobre a base de dados completa – RR, GARCH, SS, EE.

MODELOS		PARÂMETROS				
RR ²⁸	α	R^2				
	0,000	0,0585				
IFIX	[0,000] (0,243)	[0,029]				
GARCH	ψ (x10 ⁴)	γ	δ	a	b	ρ_{12}
	0,008	0,105	0,855			
IFIX	[0,005] (0,089)	[0,024] (0,000)	[0,045] (0,000)	0,031 [0,013]	0,910 [0,02619]	0,224 [0,048]
IBOV	0,075 [0,030] (0,013)	0,059 [0,016] (0,000)	0,906 [0,025] (0,000)	(0,018)	(0,000)	(0,000)
SS	α (x10 ⁴)	b	δ			
	0,350	0,043	0,031			
IFIX	[0,000] (0,705)	[0,019] (0,026)	[0,039] (0,428)			
EE	σ^2 (x10 ²)	σ_η^2 (x10 ⁴)	σ_ξ^2			
	0,017	0,290	0,000			
IFIX	[0,130]	[0,538]	[0,000]			

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

Notas: (i) os resultados entre colchetes indicam o desvio-padrão do coeficiente;
(ii) os resultados entre parênteses indicam o *p-valor* para cada parâmetro.

Ponderados os resultados da Tabela 3, depreende-se que os parâmetros necessários à estimação do beta condicional do tempo para cada técnica de modelagem, demonstraram-se significativos no nível de 5% de probabilidade, com exceção da constante δ do modelo SS.

²⁸ O processo construtivo do modelo de *Rolling Regression*, que contemplou uma janela móvel de 500 amostras reduziu o número betas calculados ($\hat{\beta}_{i,t}^{RR}$) em 500 unidades, ou seja, o modelo gerou 1368 estimações de beta. Os parâmetros apresentados no modelo (α , R^2 , desvio – padrão e *p – valor*) são a média aritmética destes coeficientes para as 1318 iterações consideradas.

Nesse caso, o estimador de beta ($\hat{\beta}^{SS}$) implicaria no cálculo de um coeficiente temporalmente invariante, mas para fins comparativos desse e demais modelos, o fator δ foi considerado estatisticamente significativo e os resultados são apresentados na Figura 2.

4.3. BETA CONDICIONAL – ESTIMAÇÃO COMPARATIVA DOS MODELOS

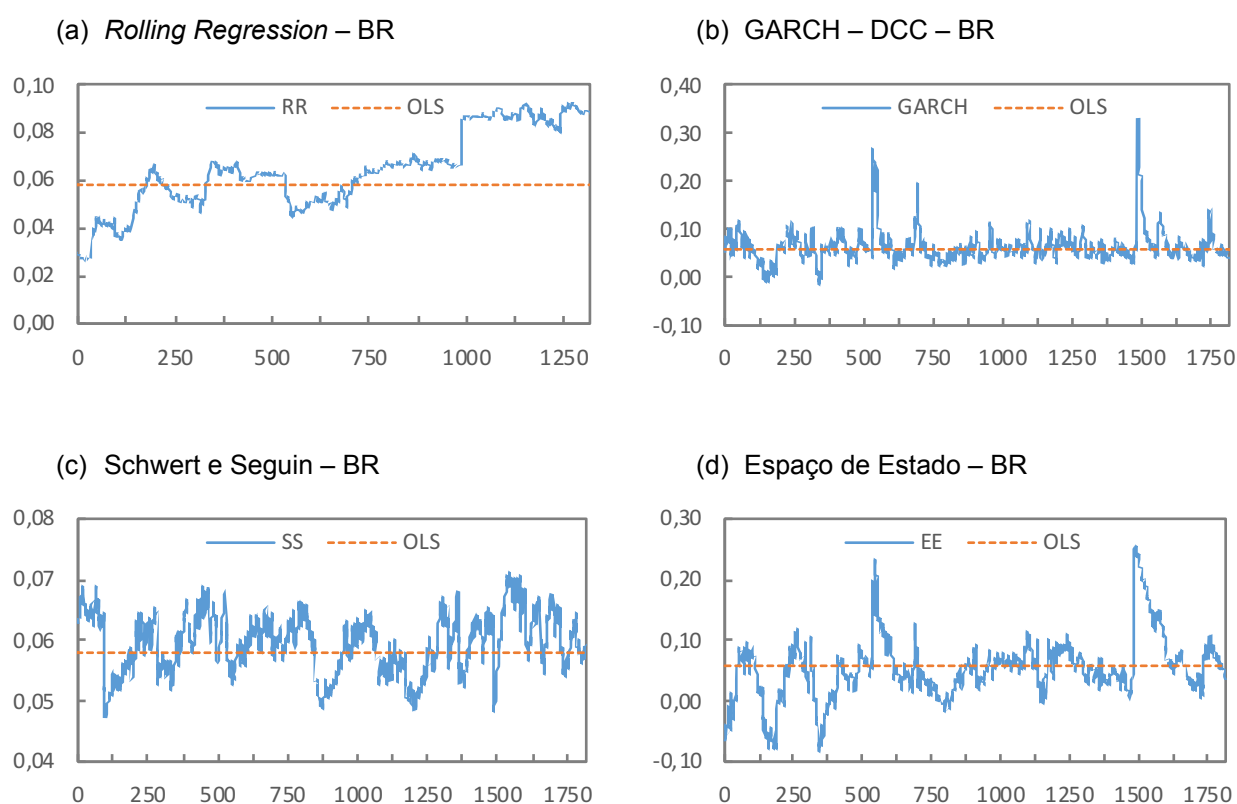


Figura 2 – Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (OLS) para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

A característica oscilante do beta condicional estimado, relacionando o mercado de fundos de investimentos imobiliários com o portfólio de renda variável no Brasil, permite inferir que o risco sistemático do setor possui instabilidade temporal, como já destacado em literatura (CLAYTON e MACKINNON, 2001; SAGALYN, 1990). O Gráfico E (Apêndice)

apresenta as curvas de significância dos betas condicionais estimados, obtidas por algoritmo de janela rolante para regressão simples com dimensão fixa ($n=500$) e sobreposição de resultados.

Não obstante, a observação dos resultados gráficos admite interpretação adicional e talvez mais relevante para o cenário nacional: o beta para investimentos em ativos imobiliários securitizados listados na B3, apesar de apresentarem oscilações pontuais severas em modelos como o GARCH e Espaço de Estado, indicam tendência de equilíbrio em torno do beta incondicional ($\beta^{OLS} = 0,058$), induzindo à conclusão de oportunidade de diversificação de risco.

Entretanto, ao vincular esses resultados às informações de volume e liquidez do mercado de FIIs e compará-los com o mercado de REITs (Figura 3) surge a dúvida quanto ao eventual equívoco dessa interpretação. Para tanto, assistidos dos resultados de Clayton e MacKinnon (2001, 2003), replicou-se os modelos em escopo para o Índice de *Small Cap* da B3 como método de controle e, ainda assim, os resultados não diferem de forma conclusiva daqueles obtidos até então. A Tabela A do Apêndice apresenta os betas estimados para cada modelo aplicado ao IFIX contra o IBOV, enquanto a Figura D apresenta graficamente os resultados dos modelos correlacionando o IFIX com o Índice de *Small Caps*.

O paralelo com o mercado de referência exigiu a extensão parcial dos estudos de Zhou (2013) e cujos resultados estão retratados na Figura 3. Destoante dos ativos nacionais, os comportamentos dos betas condicionais para o mercado norte-americano indicam alta correlação implícita dos REITs com o portfólio de mercado, afetando diretamente seu desempenho. Por outro lado, pode-se inferir que há um processo de decaimento do beta nos últimos anos naquele país, sugerindo uma tendência de redução dessa correlação.

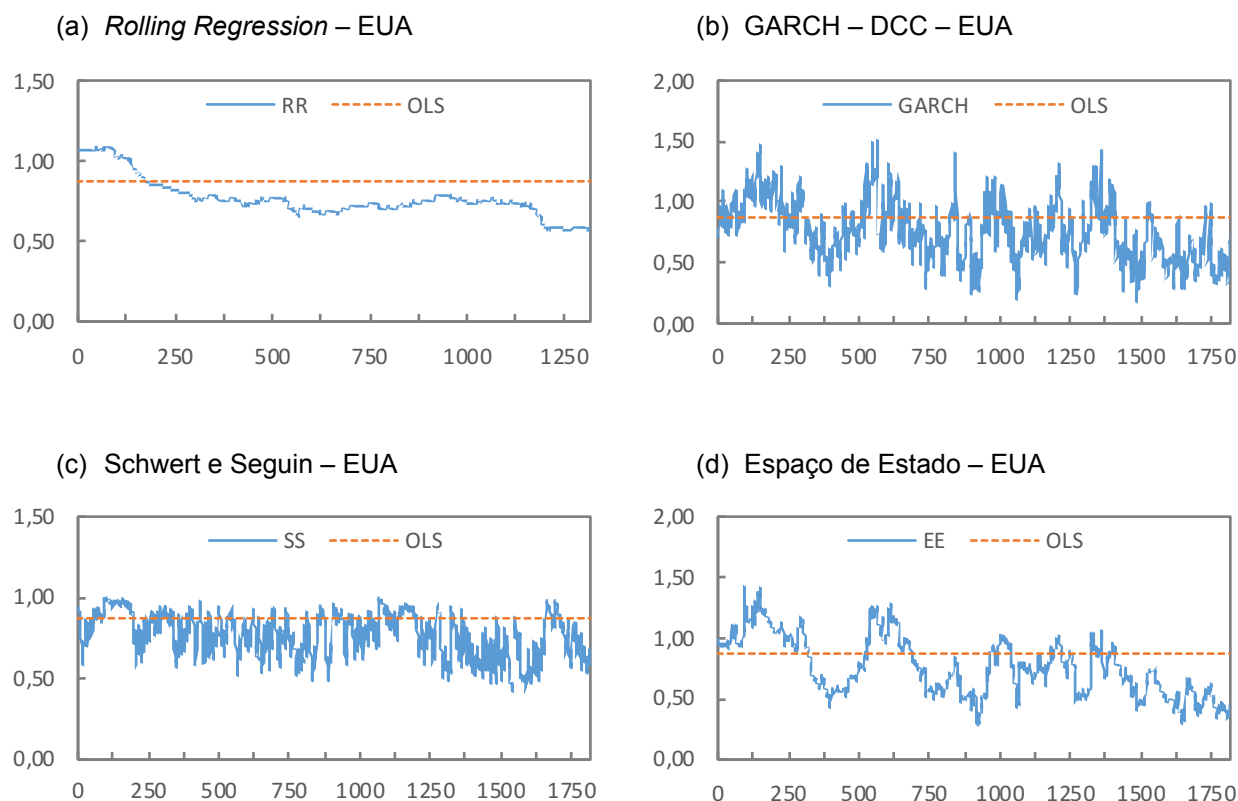


Figura 3 – Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (OLS) para o mercado norte-americano, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

4.4. A ACURÁCIA PREDITIVA DOS MODELOS

É consenso em literatura que uma forma simples e direta de realizar um processo de seleção dentre finitos modelos é por meio da avaliação dos critérios de informação, *Bayesian information criterion* (BIC) e o *Akaike information criterion*. Entretanto, como Mergner (2009) observou, tais parâmetros podem gerar distorções, a depender da classe da técnica utilizada, relativas aos resíduos dos modelos ou ao processo de derivação dos betas condicionais.

Assim, no intuito de evitar inconsistências, acompanhou-se a sugestão de Mergner (2009) para determinação da técnica que relativamente às demais, oferece o melhor

desempenho na estimação do risco sistemático condicional ao tempo e, portanto, os modelos em escopo foram priorizados em função da acurácia de previsão do beta dentro da amostra, por meio dos critérios de erro absoluto médio (*mean absolute error* – MAE) e erro quadrático médio (*mean squared error* – MSE), calculados pelas equações (15) e (16).

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{r}_t - r_t| \quad (15)$$

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{r}_t - r_t)^2 \quad (16)$$

Tal que, $\hat{r}_t = \hat{\beta}_t r_{m,t}$ são as estimativas de cada modelo para o excesso de retorno do IFIX, no período t e r_t é o excesso de retorno efetivamente auferido pelo índice de fundos imobiliários. A Tabela 4 apresenta os resultados de ambos os critérios, que contemplam como melhor processo aquele que apresentar o menor valor, uma vez que avaliam a distância (erro) entre o retorno efetivamente realizado e o estimado pelos modelos concorrentes.

Tabela 4 – Critérios de seleção do modelo de maior acurácia – MAE, MSE.

ATIVO	<i>RR</i> (x10 ³)	<i>GARCH</i> (x10 ³)	<i>EE</i> (x10 ³)	<i>SS</i> (x10 ³)	<i>OLS</i> (x10 ³)
MAE	2,943 (5)	2,779 (2)	2,705 (1)	2,786 (4)	2,785 (3)
MSE	0,0176 (5)	0,0157 (2)	0,0147 (1)	0,0158 (3)	0,0158 (4)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

Notas: (i) os valores entre parênteses representam o ranqueamento do modelo para o critério selecionado.

Apesar dos resultados apurados indicarem provável paridade na acurácia dos modelos GARCH, SS e OLS, tal fato pode ser explicado pela metodologia de cálculo aplicada aos valores diminutos dos betas estimados para o mercado brasileiro. Entretanto, os critérios convergem para a escolha de um mesmo modelo temporal como método de estimação do beta condicional, indicando que o Modelo de Espaço de Estado (em destaque na Tabela 3) é o que melhor descreve o comportamento do risco sistemático variante no tempo, condizente com os estudos prévios de Mergner e Bulla (2008) e Zhou (2013).

A eficiência do modelo de Espaço de Estado foi tema de discussão no artigo de Zhou (2013), pois como destacou o autor, a dominância desse procedimento é, provavelmente, decorrência do grau de flexibilidade que possui ao inserir um processo de passeio aleatório na estimação do beta, conforme equação de transição (13). O autor justifica que a inserção desse processo estocástico permite que haja uma adaptação imediata do modelo às variações no comportamento do beta, por meio o termo de erro ($\varepsilon_{\beta,t}$).

Cabe salientar, que apesar dos resultados desta pesquisa corroborarem com a variação do beta nas séries temporais, o modelo beta incondicional, que fez uso do CAPM clássico para estimação do beta invariante via método dos mínimos quadrados ordinários, não apresentou o pior desempenho dentro os critérios aqui considerados, o que pode indicar uma limitação dos métodos de mensuração da acurácia dos modelos para os dados amostrais brasileiros, durante o período estudado.

5. CONCLUSÕES

Os resultados auferidos pelo estudo implicam em reflexões quanto ao comportamento do mercado de fundos imobiliários no Brasil e nos Estados Unidos. O beta condicional do mercado brasileiro comprovou-se, por um lado, variante no tempo, em linha com a literatura abordada e por outro, os estimadores retornaram coeficientes variando, em média, entre 0,053 e 0,064 com desvio-padrão de 0,016 e 0,052, respectivamente, diferindo dos resultados consultados para o mercado referencial (*U.S. REITs*). Quanto à acurácia preditiva dos procedimentos, o estimador mais eficiente para o cenário nacional foi aquele proposto pelo modelo de Espaço de Estado, acompanhando pesquisas acadêmicas anteriores, como Mergner e Bulla (2008) e Zhou (2013).

Tais observações poderiam indicar ausência de influência do mercado de capitais sobre o desempenho dos fundos, mas antes de realizar tal inferência, faz-se necessário o confronto desses dados com o mercado referencial de controle, os REITs estadunidenses.

Clayton e MacKinnon (2001, 2003) identificaram períodos entre as décadas de 1970 e 1990 nos quais o beta calculado para os REITs alternou sua correlação entre os mercados de *large caps* e *small caps*, e concluíram que tal fato seria resultado de um processo de maturação do mercado.

À luz deste raciocínio, investigou-se a correlação do IFIX com o Índice de *Small Caps* (SMLL) da B3, e, em oposição ao mercado norte-americano, constatou-se que não houve diferença significativa no comportamento do beta, que variou em média, em torno de 0,087 e com desvio-padrão de 0,041.

Assim, existem duas linhas prováveis de interpretação dos resultados. A primeira, mais romanesca, é que os fundos de investimentos imobiliários no Brasil são ativos defensivos e uma oportunidade de diversificação do portfólio, pois apesar de (em teoria) entregarem retornos médios em equilíbrio, inferiores ao mercado acionário, ainda que contestados pelo Gráfico 3, depreendem de baixa covariância com esses investimentos, e, em contrapartida, poderiam reduzir a exposição ao risco sistemático, e minimizar os efeitos de choques externos. A segunda hipótese, adotada como resultado desta pesquisa, é que embora o mercado de fundos imobiliários tenha vivenciado um aprimoramento estrutural

recente, incrementando volume e liquidez em suas transações, é ainda incipiente, se comparado com o mercado de referência (*U.S. REITs*) e, sob essas condições, a elaboração de análises estatísticas como método de interpretação de resultados econômicos é prematura. O volume de transações concluídas diariamente em ambos os mercados corrobora com essa análise, conforme dados disponíveis na B3 e NAREIT, seriam necessários cerca de três anos operacionais do mercado brasileiro para atingir o volume transacionado em apenas um dia do mercado de REITs (adotando-se a taxa de câmbio de 3,75 Reais por Dólar).

Haveria, ainda, uma terceira hipótese, estimulada por registros na literatura do fenômeno denominado *asymmetric REIT beta puzzle*, (CHATRATH et al., 2000; CHIANG et al., 2004; SAGALYN, 1990), na qual o comportamento do beta variante no tempo seria inversamente afetado por períodos de crescimento econômico e, conseqüentemente, do mercado de renda variável, de tal sorte que, em períodos de depressão, os betas seriam superiores àqueles em fases de bonança, mas esta proposição foi descartada neste estudo, devido aos resultados empíricos opostos. Alinhados com as análises de Glascock (1991), os resultados desta pesquisa evidenciaram um beta pró-ciclo econômico.

Destarte, ainda resta incerto o quanto o mercado de fundos imobiliários é afetado pela plataforma em que é negociado (mercado de balcão organizado e da bolsa de valores) e quanto é resultado a relação intrínseca com os ativos reais que proveem seus dividendos, pois apesar do exposto acima, os quatro modelos implementados resultaram em coeficientes significativos para níveis de 1% a 5%, coerentes com as expectativas de comportamento das variáveis.

Eventuais questionamentos que possam surgir quanto à validade econômica dos resultados, dado que os coeficientes de determinação (quando calculados) foram diminutos, serão contrapostos pela análise de retornos do mercado de ações de Chang (1998), que concluiu que em presença de heterocedasticidade nas variáveis de regressão, o coeficiente de determinação pode tornar-se uma estatística não-confiável.

Há ainda, um resultado suplementar, porém não menos relevante decorrente do processo de construção da pesquisa ora em discussão. Identificou-se uma tendência de declínio do beta condicional aplicado aos *Equity REITs*, para o período de 2011 a 2018, onde as médias dos estimadores dos quatro modelos oscilaram entre 0,76 e 0,77 e cujos desvios-padrões respectivos foram de 0,24 e 0,13. Tais resultados sugerem que em virtude de seu

desenvolvimento e disponibilidade de informações de qualidade mais acurada aos investidores, o mercado norte-americano seguiria um processo denominado por Clayton e MacKinnon (2001), de maturação dos REITs, pois absorvera cada vez mais fundamentos dos investimentos diretos em imóveis, incrementando o risco idiossincrático desse setor na carteira, mas correlacionando-os menos com o mercado de renda variável.

Os resultados históricos apresentados por Zhou (2013), exibidos na Figura A do Apêndice, indicam semelhança de comportamento dos betas estimados para o mercado americano no início dos anos 2000 e o recente mercado de fundos imobiliários nacional. Permanece, então, a sugestão de pesquisas futuras vinculadas ao beta condicional de mercado para FIs no Brasil, uma vez que há uma tendência de amadurecimento deste setor, especialmente se as perspectivas de conservação da taxa básica de juros nos patamares atuais e a retomada do crescimento econômico se concretizarem.

Adicionalmente, recomenda-se, desde que viável, o uso de ferramentas econométricas de Espaço de Estado, tendo em vista a acurácia preditiva apresentada por essa classe de modelos no cenário local e internacional, mas com a ressalva de reavaliar a aplicabilidade dos critérios de erro absoluto médio e erro quadrático médio para o mercado brasileiro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABELL, J. D.; KRUEGER, T. M. Macroeconomic influences on beta. **Journal of Economics and Business**, v. 41, n. 2, p. 185-193, 1989.

ALTINSOY, G; EROL, I; YILDIRAK, S. Time-varying beta risk of turkish real estate investment trusts. **Middle East Technical University Studies in Development**, v. 37, n. 2, p. 83-114, 2010.

AMATO, F. B.; TAKAODA, V. K.; LIMA JR, J. R.; SECURATO, J. R. Estratégias de Aplicação em Fundos Imobiliários como Diversificação de Investimentos: Uma Análise do Desempenho Recente e seus Fatores de Influência. **VIII Seminário em Administração, FEA-USP**, São Paulo, 2005.

ASTERIOU, D., BEGIAZI, K. Modeling of daily REIT returns and volatility. **Journal of Property Investment & Finance**, v. 31, n. 6, p.589-601, 2013.

B3 – Brasil, Bolsa, Balcão. **Boletim do Mercado Imobiliário**. São Paulo, 2018. Disponível em: <http://www.b3.com.br/>. Acesso em: 16 novembro, 2018.

BARRY, C. B.; RODRIGUEZ, M. Risk and return characteristics of property indices in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 5, n. 2, p. 131-159, 2004.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-454, 1972.

BLOOMBERG L.P. Database Bloomberg. Biblioteca da Fundação Getulio Vargas – edifício 9 de Julho. São Paulo, SP. Acesso em: 19-20 setembro, 2018.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

BRASIL. Lei nº8668, de 25 de junho de 1993. Dispõe sobre a constituição e o regime tributário dos Fundos de Investimento Imobiliário e dá outras providências. Brasília, 1993.

BRASIL. Instrução normativa 472 de 31 de outubro de 2008. Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento, a oferta pública de distribuição de cotas e a divulgação

de informações dos Fundos de Investimento Imobiliário – FII. **Comissão de Valores Mobiliários**, 2008. Disponível em: <http://www.cvm.gov.br/>. Acesso em: 20 de novembro de 2018.

BROWN, S.; LO, K.; LYS, T. Use of R^2 in accounting research: measuring changes in value relevance over the last four decades. **Journal of Accounting and Economics**, v. 28, n. 2, p. 83-115, 1999.

BURTON, E. T.; SHAH, S. **Behavioral finance: understanding the social, cognitive, and economic debates**. New York: John Wiley & Sons, 2013.

CALADO, L. C.; GIOTTO, R. C.; SECURATO, J. R. Um Estudo Atual Sobre Fundos de Investimentos Imobiliários. **Seminário de Economia e Administração – SEMEAD**, 5, FEA-USP, São Paulo, 2002.

CLAYTON, J.; MACKINNON, G. The relative importance of stock, bond and real estate factors in explaining REIT returns. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 27, n. 1, p. 39-60, 2003.

CLAYTON, J.; MACKINNON, G. The time-varying nature of the link between REIT, real estate and financial asset returns. **Journal of Real Estate Portfolio Management**, v. 7, n. 1, p. 43-54, 2001.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. **Guia CVM do investidor: Fundos de Investimento Imobiliário**, 2012. Disponível em: <http://www.investidor.gov.br/>. Acesso em: 20 de novembro de 2018.

CHATRATH, A.; LIANG, Y.; McINTOSH, W. The asymmetric REIT-beta puzzle. **Journal of Real Estate Portfolio Management**, v. 6, n. 2, p. 101-111, 2000.

CHEN, M. C.; PENG, C. L.; SHYU, S. D.; ZENG, J. H. Market States and the Effect on Equity REIT Returns due to Changes in Monetary Policy Stance. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, 2012, 45: 364.

CHEN, K. C.; TZANG, D. D. Interest-Rate Sensitivity of Real Estate Investment Trusts. **Journal of Real Estate Research**, v. 3, n. 3, p. 13-22, 1988.

CHIANG, K.; LEE, M-L.; WISEN, C. Another look at the asymmetric REIT-beta puzzle. **Journal of Real Estate Research**, v. 26, n. 1, p. 25-42, 2004.

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

DEVANEY, M. Time varying risk premia for real estate investment trusts: A GARCH-M model. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 41 (3), p. 335-346. 2001.

DIEBOLD, F. X.; MARIANO, R. S. Comparing Predictive Accuracy. **Journal of Business & Economic Statistics**, 13:3, 253-263, 1995.

DOORNIK, J. A. OxMetrics Enterprise Edition™, 2018

DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J. Time series analysis by state space methods. **Oxford University Press**, 2012.

DUSAK, K. Futures trading and investor returns: An investigation of commodity market risk premiums. **Journal of Political economy**, v. 81, n. 6, p. 1387-1406, 1973.

ECONOMATICA. Sistema Economatica. Biblioteca da Fundação Getulio Vargas – edifício 9 de Julho. São Paulo, SP. Acesso em: 19-21 setembro, 2018.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 4 ed. 2015.

ENGLE, R. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Models, **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20 (3), 339-350, 2002.

FABOZZI, F. J.; FRANCIS, J. C. Beta as a random coefficient. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 13, n. 1, p. 101-116, 1978.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The capital asset pricing model: Theory and evidence. **Journal of economic perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **Journal of political economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FROOT, K. A. Hedging portfolios with real assets. **Journal of portfolio management**, v. 21, n. 4, p. 60-77, 1995.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.

GRANGER, C. W. J.; HYUNG, N.; JEON, Y. Spurious regressions with stationary series. **Applied Economics**, v. 33, n. 7, p. 899, 2001.

GLASCOCK, J. L.; LU, C.; SO, R. W. Further evidence on the integration of REIT, bond, and stock returns. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 20, n. 2, p. 177-194, 2000.

GLASCOCK, J. L. Market conditions, risk, and real estate portfolio returns: some empirical evidence. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 4, n. 4, p. 367-373, 1991.

JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. The CAPM Is Alive and Well. **Federal Reserve Bank of Minneapolis and University of Minnesota**, 1993.

JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period 1945–1964. **The Journal of finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968.

JENSEN, M. C. Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios. **The Journal of business**, v. 42, n. 2, p. 167-247, 1969.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Choices, values, and frames. **American Psychologist**, v. 39, n. 4, p. 341, 1984.

KAROLYI, G. A.; SANDERS, A. B. The variation of economic risk premiums in real estate returns. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, n. 3, p. 245-262, 1998.

KLADROBA, A. Flexible least squares estimation of state space models: an alternative to Kalman-filtering. **Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Duisburg-Essen**, n. 149, 2005.

KUNST, R. State Space Models and the Kalman Filter, Vektorautoregressive Methoden, 2007

LING, D. C.; NARANJO, A. The integration of commercial real estate markets and stock markets. **Real Estate Economics**, v. 27, n. 3, p. 483-515, 1999.

LING, D. C.; NARANJO, A. Commercial Real Estate Return Performance: A Cross-Country Analysis. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 24. p. 119-42, 2002.

LING, D. C.; NARANJO A.; RYNGAERT, M. D. The Predictability of Equity REIT Returns: Time Variation and Economic Significance, **Journal of Real Estate Finance and Economics**, vol. 20, 117-136, 2000.

LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13–37, 1965a.

LINTNER, J. Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. **The Journal of Finance**, vol. 20, N°. 4, p. 587–615, 1965b.

LIU, C. H.; MEI, J. The Predictability of Returns on Equity REITs and Their Co-Movement with Other Assets. **Journal of Real Estate Finance & Economics**, [s. l.], v. 5, n. 4, p. 401–418, 1992.

LUX, N. **Assessing Real Estate Risk** - Applied Models, Concepts, Methods. Euromoney Books, 2012.

MUELLER, G. R.; PAULEY, K. R. The Effect of Interest-Rate Movements on Real Estate Investment Trusts. **Journal of Real Estate Research**, American Real Estate Society, v. 10(3), p. 319-326, 1995.

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

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University, **Monograph n° 16**. New York: John Wiley & Sons, 1959.

MARKOWITZ, H. M. The Early History of Portfolio Theory: 1600-1960. **Financial Analysts Journal**, v. 55, n. 4, p. 5-16, 1999.

MERGNER, S.; BULLA, J. Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques. **The European Journal of Finance**, v. 14, n. 8, p. 771-802, 2008.

MERGNER, S. Applications of State Space Models in Finance: An Empirical Analysis of the Time-Varying Relationship Between Macroeconomics, Fundamentals and Pan-European Industry Portfolios. **Universitätsverlag Göttingen**, 2009.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* – **Journal of Econometric Society**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.

MUELLER, G. R. Real Estate Rental Growth Rates at Different Points in the Physical Market Cycle. **Journal of Real Estate Research**, v. 18, n. 1, p. 131, 1999.

NAJAND, M.; LIN, C. Y.; FITZGERALD, E. The Conditional CAPM and Time Varying Risk Premium for Equity REITs. **Journal of Real Estate Portfolio Management**, v. 12, n. 9, p. 167-176, 2006.

NAREIT. REITs by the numbers, 2018. National Association of Real Estate Investment Trusts Research. Disponível em: <https://www.reit.com/data-research/reit-market-data/reit-industry-financial-snapshot>

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

ROY, A. D. Safety First and the Holding of Assets. **Econometrica**, v. 20, n. 3, p. 431–449, 1952.

SAGALYN, L. Real estate risk and the business cycle: evidence from security markets. **Journal of Real Estate Research**, v. 5, n. 2, p. 203-219, 1990.

SCHWERT, G. W.; SEGUIN, P. J. Heteroskedasticity in stock returns. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 4, p. 1129-1155, 1990.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SHAKESPEARE W. The Merchant of Venice. In: Kaplan M.L. (eds) The Merchant of Venice. **The Bedford Shakespeare Series**. Palgrave Macmillan, New York, 2002.

SING, T. F.; TSAI, I-C; CHEN, M-C. Time-varying betas of US REITs from 1972 to 2013. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 52, n. 1, p. 50-72, 2016.

TAMBOSI, F. E.; GARCIA, F. G.; IMONIANA, J. O.; MOREIRAS, L. M. F. Teste do CAPM condicional dos retornos de carteiras dos mercados brasileiro, argentino e chileno, comparando-os com o mercado norte-americano. **RAE - Revista de Administração de Empresas**, v. 50, n. 1, 2010.

THOMSON R E. Plataforma Thomson Reuters. Biblioteca da Fundação Getulio Vargas – edifício 9 de Julho, São Paulo, SP. Acesso em: 19-20 Setembro, 2018.

YOKOYAMA, K. Y.; NETO, A. S.; DA CUNHA, C. M. P. Brazilian REIT: Alternative Investment to Real Estate, Stock and Bonds. **Brazilian Review of Finance**, v. 14, n. 4, p. 523-550, 2017.

ZHOU, J. Conditional market beta for REITs: A comparison of modeling techniques, **Economic Modelling**, v. 30, p. 196-204, 2013.

ZIVOT, E.; WANG, J. Modelling financial time series with S-PLUS. **Springer**, p. 429-478, 2006.

APÊNDICES

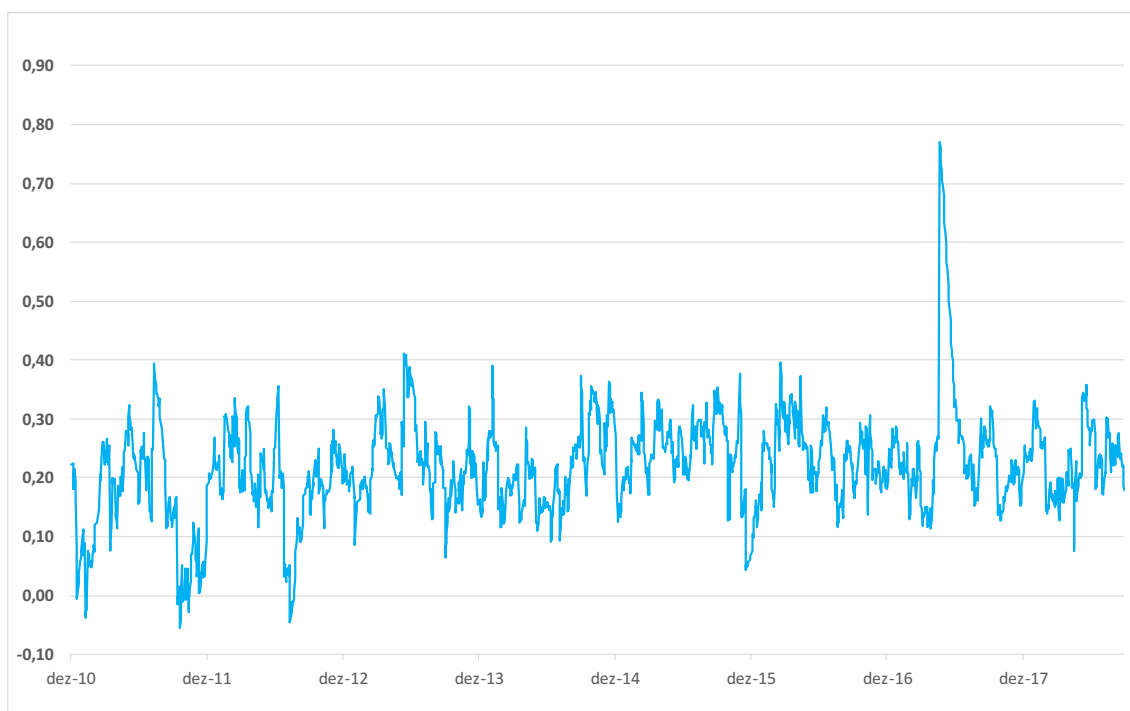


Gráfico A – Coeficiente de correlação condicional ao tempo entre Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $\rho_{i,m}$.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

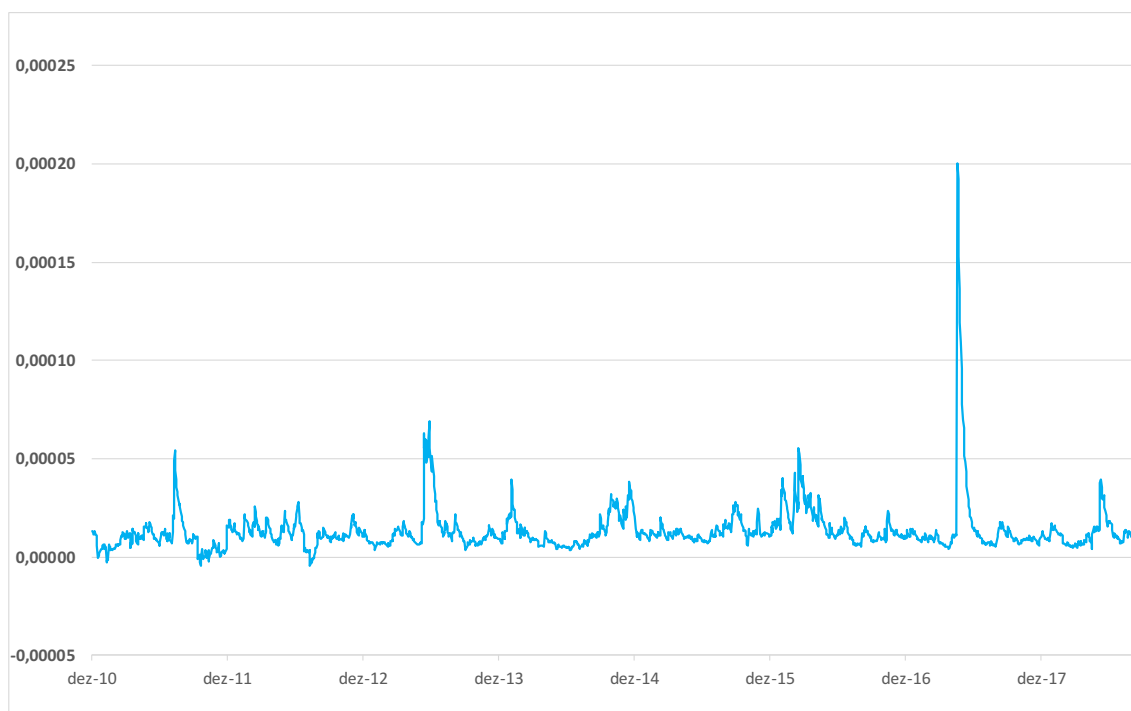


Gráfico B – Covariância condicional ao tempo entre Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $cov(R_{i,t}, R_{m,t})$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

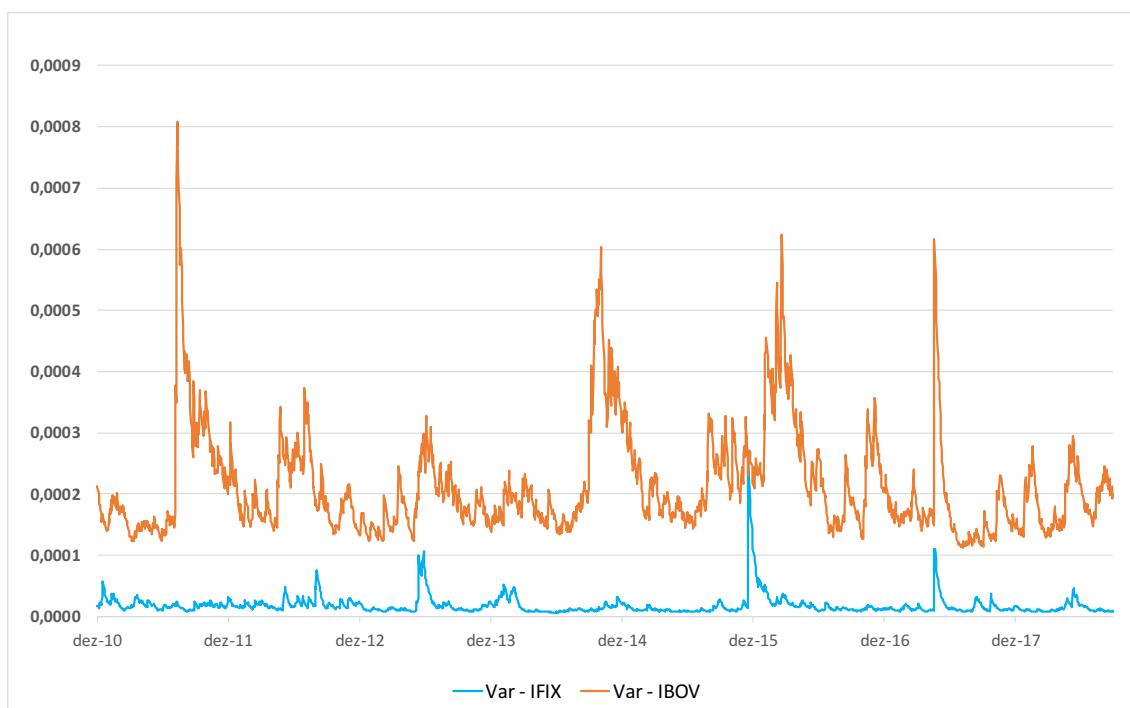


Gráfico C – Variância condicional ao tempo para Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários e Índice Bovespa – $h_{i,t}$, $h_{m,t}$

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

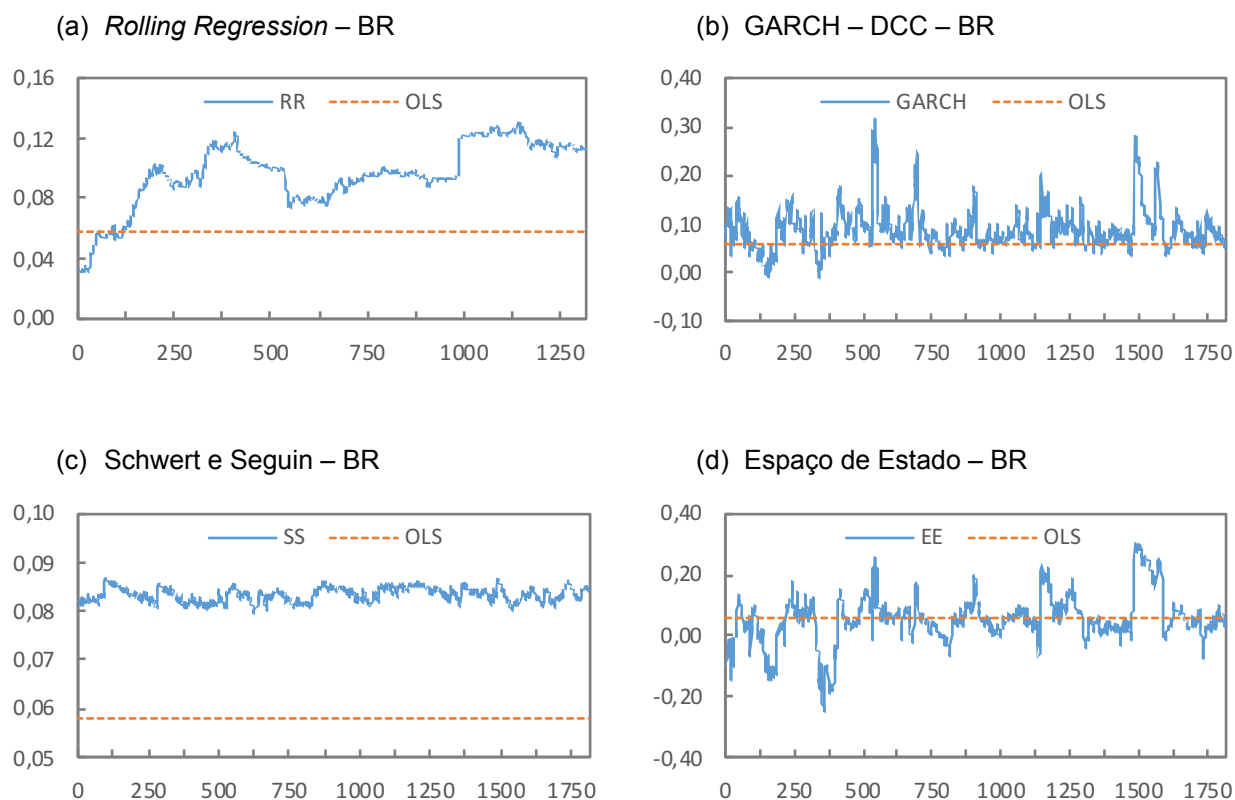


Gráfico D – Curvas de estimações do beta condicional dos quatro modelos de séries temporais versus o beta incondicional (OLS) para os índices IFIX e SMLL, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

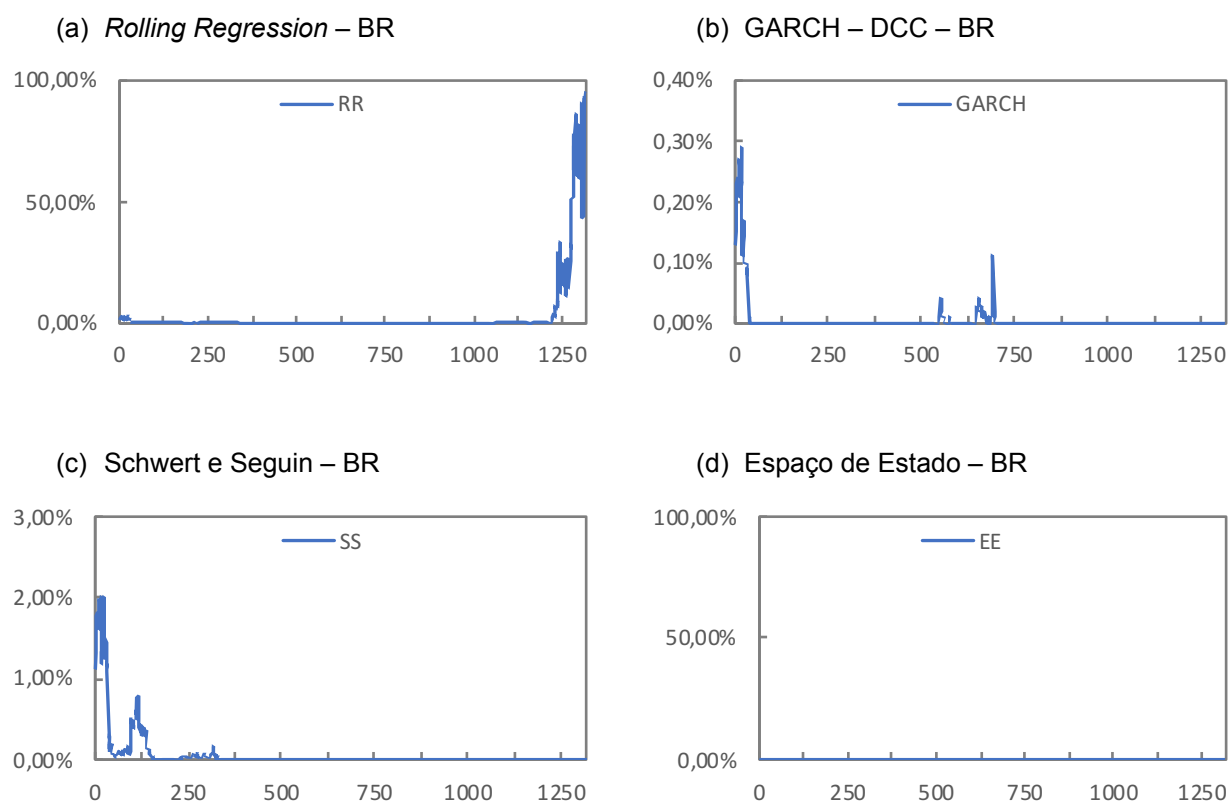


Gráfico E – Curvas de *p*-valores obtidos para o beta condicional dos quatro modelos de séries temporais, para os índices IFIX e IBOV, calculados pelo método de janela rolante e expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos por meio do software OxMetrics Enterprise Edition™

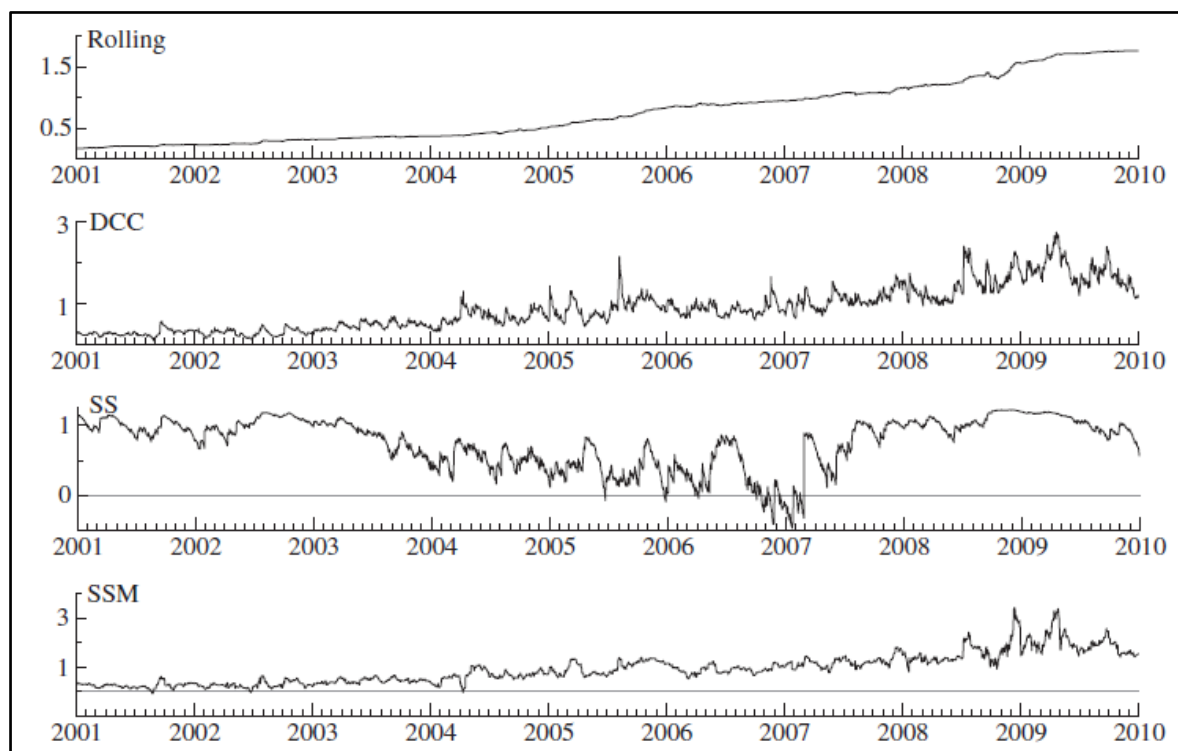


Figura A – Curvas de estimações do beta condicional para o mercado de REITs entre 2001 e 2009 – *Rolling Regression* (Rolling), GARCH – DCC (DCC), Schwert e Seguin (SS), Espaço de Estado (SSM).

Fonte: Zhou (2013).

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
18-mar-11	0,02935	0,05181	-0,06388	0,06269	0,05795
21-mar-11	0,02862	0,06755	-0,06220	0,06295	0,05795
22-mar-11	0,02806	0,06839	-0,04743	0,06384	0,05795
23-mar-11	0,02762	0,07734	-0,04495	0,06343	0,05795
24-mar-11	0,02739	0,08347	-0,04089	0,06433	0,05795
25-mar-11	0,02730	0,08367	-0,04007	0,06512	0,05795
28-mar-11	0,02731	0,08238	-0,04593	0,06598	0,05795
29-mar-11	0,02723	0,07236	-0,04748	0,06612	0,05795
30-mar-11	0,02729	0,06971	-0,03942	0,06696	0,05795
31-mar-11	0,02757	0,07984	-0,04480	0,06713	0,05795
1-abr-11	0,02778	0,07187	-0,02956	0,06728	0,05795
4-abr-11	0,02711	0,10055	-0,03064	0,06716	0,05795
5-abr-11	0,02686	0,09529	-0,03022	0,06767	0,05795
6-abr-11	0,02691	0,09118	-0,03461	0,06855	0,05795
7-abr-11	0,02736	0,07553	-0,03425	0,06772	0,05795
8-abr-11	0,02712	0,07983	-0,01543	0,06859	0,05795
11-abr-11	0,02671	0,09682	-0,00689	0,06885	0,05795
12-abr-11	0,02666	0,09620	-0,05627	0,06880	0,05795
13-abr-11	0,02859	0,03489	-0,04522	0,06564	0,05795
14-abr-11	0,02814	0,04891	-0,04718	0,06616	0,05795
15-abr-11	0,02824	0,04772	-0,04208	0,06696	0,05795
18-abr-11	0,02796	0,05439	0,01236	0,06751	0,05795
19-abr-11	0,02625	0,09862	0,00300	0,06459	0,05795
20-abr-11	0,02645	0,08831	0,00466	0,06447	0,05795
25-abr-11	0,02637	0,08433	0,00539	0,06392	0,05795
26-abr-11	0,02632	0,08300	0,00318	0,06486	0,05795
27-abr-11	0,02646	0,08015	-0,01967	0,06577	0,05795
28-abr-11	0,02724	0,05659	-0,01599	0,06496	0,05795
29-abr-11	0,02744	0,05679	-0,03032	0,06510	0,05795
2-mai-11	0,02760	0,05042	-0,03245	0,06563	0,05795
3-mai-11	0,02766	0,04599	0,00007	0,06549	0,05795
4-mai-11	0,02835	0,07713	-0,00623	0,06359	0,05795
5-mai-11	0,02849	0,06690	-0,00623	0,06352	0,05795
6-mai-11	0,02830	0,06734	-0,00451	0,06437	0,05795
9-mai-11	0,02886	0,06210	-0,00869	0,06331	0,05795
10-mai-11	0,03597	0,06075	-0,00245	0,06422	0,05795
11-mai-11	0,03541	0,06600	0,00680	0,06506	0,05795
12-mai-11	0,03727	0,06831	0,00478	0,06341	0,05795
13-mai-11	0,03859	0,06602	0,01096	0,06429	0,05795
16-mai-11	0,03828	0,07035	0,00604	0,06393	0,05795
17-mai-11	0,03778	0,06413	0,00038	0,06449	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
18-mai-11	0,03981	0,05609	0,01287	0,06397	0,05795
19-mai-11	0,03813	0,06979	0,02549	0,06344	0,05795
20-mai-11	0,03827	0,10231	0,03497	0,06389	0,05795
23-mai-11	0,04087	0,10576	0,03592	0,06476	0,05795
24-mai-11	0,04354	0,10445	0,05854	0,06553	0,05795
25-mai-11	0,04327	0,11348	0,05834	0,06426	0,05795
26-mai-11	0,04319	0,10813	0,06229	0,06522	0,05795
27-mai-11	0,04303	0,10345	0,06318	0,06507	0,05795
31-mai-11	0,04302	0,09948	0,05846	0,06595	0,05795
1-jun-11	0,04508	0,09326	0,07658	0,06666	0,05795
2-jun-11	0,04420	0,10982	0,09001	0,06409	0,05795
3-jun-11	0,04349	0,11608	0,08806	0,06377	0,05795
6-jun-11	0,04358	0,11455	0,07981	0,06472	0,05795
7-jun-11	0,04314	0,09868	0,07872	0,06238	0,05795
8-jun-11	0,04233	0,09452	0,07783	0,06332	0,05795
9-jun-11	0,04284	0,09004	0,08285	0,06419	0,05795
10-jun-11	0,04146	0,09082	0,07309	0,06478	0,05795
13-jun-11	0,04175	0,07822	0,07241	0,06433	0,05795
14-jun-11	0,04130	0,07485	0,07009	0,06420	0,05795
15-jun-11	0,04147	0,07243	0,06555	0,06511	0,05795
16-jun-11	0,04145	0,06570	0,06579	0,06510	0,05795
17-jun-11	0,04163	0,06482	0,06501	0,06470	0,05795
20-jun-11	0,04198	0,06326	0,07014	0,06559	0,05795
21-jun-11	0,04202	0,06963	0,06531	0,06652	0,05795
22-jun-11	0,04172	0,06661	0,06464	0,06729	0,05795
24-jun-11	0,04186	0,06423	0,06380	0,06800	0,05795
28-jun-11	0,04197	0,06188	0,04523	0,06876	0,05795
29-jun-11	0,04239	0,04221	0,04533	0,06499	0,05795
30-jun-11	0,04248	0,04299	0,04727	0,06594	0,05795
1-jul-11	0,04183	0,05074	0,07420	0,06688	0,05795
5-jul-11	0,04128	0,08820	0,08153	0,06534	0,05795
6-jul-11	0,04109	0,09269	0,07942	0,06593	0,05795
7-jul-11	0,04235	0,08569	0,08743	0,06623	0,05795
8-jul-11	0,04209	0,09508	0,08181	0,06677	0,05795
11-jul-11	0,04116	0,08379	0,07912	0,06627	0,05795
12-jul-11	0,04188	0,07306	0,07994	0,06310	0,05795
13-jul-11	0,04155	0,07100	0,09529	0,06343	0,05795
14-jul-11	0,04068	0,08681	0,08386	0,06249	0,05795
15-jul-11	0,04101	0,07096	0,08338	0,06151	0,05795
18-jul-11	0,04108	0,06834	0,07396	0,06238	0,05795
19-jul-11	0,04138	0,05752	0,06693	0,06244	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
20-jul-11	0,04142	0,05577	0,06583	0,06330	0,05795
21-jul-11	0,04123	0,05537	0,07821	0,06427	0,05795
22-jul-11	0,04067	0,07184	0,07756	0,06239	0,05795
25-jul-11	0,04021	0,07151	0,07219	0,06336	0,05795
26-jul-11	0,03983	0,06799	0,08412	0,06409	0,05795
27-jul-11	0,03932	0,07933	0,05804	0,06403	0,05795
28-jul-11	0,04109	0,05117	0,05125	0,06241	0,05795
29-jul-11	0,04142	0,04903	0,04662	0,06303	0,05795
1-ago-11	0,04152	0,04991	0,04367	0,06398	0,05795
2-ago-11	0,04181	0,04688	0,04271	0,06470	0,05795
3-ago-11	0,04370	0,04002	0,07080	0,06204	0,05795
4-ago-11	0,04257	0,06707	0,07334	0,05976	0,05795
5-ago-11	0,04174	0,05659	0,07462	0,05162	0,05795
8-ago-11	0,04150	0,05609	0,09437	0,05228	0,05795
9-ago-11	0,03741	0,06887	0,09084	0,04770	0,05795
10-ago-11	0,03610	0,06725	0,09100	0,04721	0,05795
11-ago-11	0,03622	0,06535	0,07630	0,04756	0,05795
12-ago-11	0,03720	0,05785	0,07572	0,04744	0,05795
15-ago-11	0,03703	0,05630	0,07181	0,04782	0,05795
16-ago-11	0,03725	0,05316	0,07345	0,04802	0,05795
17-ago-11	0,03687	0,05428	0,07665	0,04843	0,05795
18-ago-11	0,03684	0,05623	0,07239	0,04878	0,05795
19-ago-11	0,03675	0,05194	0,07221	0,04852	0,05795
22-ago-11	0,03646	0,05051	0,07267	0,04888	0,05795
23-ago-11	0,03634	0,05071	0,07459	0,04936	0,05795
24-ago-11	0,03584	0,05273	0,07449	0,04940	0,05795
25-ago-11	0,03564	0,05435	0,07017	0,04993	0,05795
26-ago-11	0,03594	0,05071	0,06849	0,05025	0,05795
29-ago-11	0,03601	0,04930	0,06220	0,05078	0,05795
30-ago-11	0,03472	0,04502	0,06291	0,05053	0,05795
31-ago-11	0,03467	0,04560	0,06092	0,05104	0,05795
1-set-11	0,03468	0,04409	0,05345	0,05119	0,05795
2-set-11	0,03528	0,03864	0,04476	0,05086	0,05795
6-set-11	0,03609	0,03338	0,04469	0,05061	0,05795
8-set-11	0,03643	0,03395	0,03645	0,05122	0,05795
9-set-11	0,03719	0,02940	0,01863	0,05145	0,05795
12-set-11	0,03876	0,01814	0,01786	0,05080	0,05795
13-set-11	0,03851	0,01946	0,01892	0,05141	0,05795
14-set-11	0,03847	0,02167	0,01538	0,05206	0,05795
15-set-11	0,03920	0,02055	0,01545	0,05247	0,05795
16-set-11	0,03891	0,02215	0,02108	0,05318	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
19-set-11	0,03824	0,02976	0,02257	0,05351	0,05795
20-set-11	0,03844	0,03185	0,01867	0,05426	0,05795
21-set-11	0,03875	0,02905	0,02263	0,05463	0,05795
22-set-11	0,03867	0,03402	0,01393	0,05529	0,05795
23-set-11	0,04022	0,02081	0,01416	0,05145	0,05795
26-set-11	0,03981	0,02190	0,00808	0,05211	0,05795
27-set-11	0,04015	0,02059	0,01461	0,05265	0,05795
28-set-11	0,03962	0,03200	0,02190	0,05336	0,05795
29-set-11	0,03856	0,03833	0,02093	0,05379	0,05795
30-set-11	0,03874	0,03869	0,02328	0,05456	0,05795
3-out-11	0,03867	0,03853	0,01738	0,05433	0,05795
4-out-11	0,03945	0,03037	0,01668	0,05319	0,05795
5-out-11	0,03930	0,03230	0,01513	0,05392	0,05795
6-out-11	0,03924	0,03243	0,02046	0,05461	0,05795
7-out-11	0,03932	0,03561	0,02128	0,05395	0,05795
10-out-11	0,03921	0,03474	-0,02766	0,05379	0,05795
11-out-11	0,04398	-0,00373	-0,02653	0,05179	0,05795
13-out-11	0,04415	-0,00042	-0,03012	0,05230	0,05795
14-out-11	0,04420	-0,00080	-0,02815	0,05268	0,05795
17-out-11	0,04405	0,00336	-0,04803	0,05329	0,05795
18-out-11	0,04554	-0,00926	-0,05843	0,05318	0,05795
19-out-11	0,04749	-0,01442	-0,05971	0,05311	0,05795
20-out-11	0,04721	-0,01089	-0,04930	0,05385	0,05795
21-out-11	0,04699	-0,00133	-0,03139	0,05391	0,05795
24-out-11	0,04596	0,01325	-0,05102	0,05356	0,05795
25-out-11	0,04842	-0,00270	-0,05567	0,05266	0,05795
26-out-11	0,04922	-0,00236	-0,05813	0,05315	0,05795
27-out-11	0,04989	-0,00187	-0,05108	0,05345	0,05795
28-out-11	0,05062	0,00041	-0,05084	0,05183	0,05795
31-out-11	0,05117	0,00227	-0,03929	0,05248	0,05795
1-nov-11	0,05127	0,01000	-0,06006	0,05250	0,05795
3-nov-11	0,05355	-0,00219	-0,06269	0,05266	0,05795
4-nov-11	0,05415	-0,00161	-0,06200	0,05297	0,05795
7-nov-11	0,05303	0,00213	-0,06078	0,05359	0,05795
8-nov-11	0,05290	0,00611	-0,05444	0,05419	0,05795
9-nov-11	0,05237	0,01281	-0,08008	0,05495	0,05795
10-nov-11	0,05492	-0,00840	-0,08044	0,05413	0,05795
11-nov-11	0,05586	-0,00446	-0,07154	0,05488	0,05795
14-nov-11	0,05567	0,00359	-0,07117	0,05454	0,05795
16-nov-11	0,05578	0,00661	-0,07193	0,05527	0,05795
17-nov-11	0,05579	0,00898	-0,05503	0,05604	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
18-nov-11	0,05560	0,01708	-0,05686	0,05473	0,05795
21-nov-11	0,05530	0,01763	-0,05187	0,05548	0,05795
22-nov-11	0,05532	0,02412	-0,04449	0,05611	0,05795
23-nov-11	0,05418	0,03622	-0,05590	0,05677	0,05795
28-nov-11	0,05494	0,02537	-0,06209	0,05666	0,05795
29-nov-11	0,05575	0,01855	-0,06457	0,05633	0,05795
30-nov-11	0,05618	0,01715	-0,06031	0,05659	0,05795
1-dez-11	0,05700	0,01386	-0,06503	0,05500	0,05795
2-dez-11	0,05749	0,00796	-0,06468	0,05454	0,05795
5-dez-11	0,05712	0,01067	-0,05005	0,05529	0,05795
6-dez-11	0,05633	0,02398	-0,04699	0,05525	0,05795
7-dez-11	0,05613	0,02789	-0,06683	0,05577	0,05795
8-dez-11	0,05759	0,01362	-0,07900	0,05591	0,05795
9-dez-11	0,06034	0,00115	-0,08297	0,05542	0,05795
12-dez-11	0,05983	0,00163	-0,07581	0,05573	0,05795
13-dez-11	0,05989	0,00662	-0,07481	0,05581	0,05795
14-dez-11	0,05971	0,01084	-0,07526	0,05665	0,05795
15-dez-11	0,06014	0,00902	-0,07220	0,05671	0,05795
16-dez-11	0,06080	0,01423	-0,07381	0,05746	0,05795
19-dez-11	0,06122	0,01472	-0,07088	0,05828	0,05795
20-dez-11	0,06290	0,01542	-0,07504	0,05825	0,05795
21-dez-11	0,06319	0,00736	-0,07352	0,05615	0,05795
22-dez-11	0,06394	0,01103	-0,07951	0,05696	0,05795
23-dez-11	0,06528	0,00784	-0,07285	0,05731	0,05795
27-dez-11	0,06490	0,01914	-0,06673	0,05807	0,05795
28-dez-11	0,06427	0,03209	-0,01589	0,05888	0,05795
29-dez-11	0,06282	0,06914	-0,01406	0,05699	0,05795
3-jan-12	0,06255	0,07005	-0,00071	0,05783	0,05795
4-jan-12	0,06305	0,05973	-0,00119	0,05319	0,05795
5-jan-12	0,06692	0,06346	-0,00197	0,05393	0,05795
6-jan-12	0,06562	0,05849	-0,00186	0,05424	0,05795
9-jan-12	0,06599	0,05754	-0,00120	0,05504	0,05795
10-jan-12	0,06341	0,05794	-0,00281	0,05569	0,05795
11-jan-12	0,06321	0,05583	-0,00248	0,05609	0,05795
12-jan-12	0,06346	0,06009	-0,00197	0,05693	0,05795
13-jan-12	0,06355	0,05903	0,00764	0,05782	0,05795
17-jan-12	0,06328	0,06201	0,01981	0,05798	0,05795
18-jan-12	0,06206	0,07211	0,01284	0,05647	0,05795
19-jan-12	0,06288	0,06357	0,01272	0,05630	0,05795
20-jan-12	0,05995	0,06219	0,00936	0,05714	0,05795
23-jan-12	0,06077	0,06010	0,00815	0,05790	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
24-jan-12	0,06076	0,06223	0,00799	0,05881	0,05795
26-jan-12	0,06104	0,06172	0,01023	0,05974	0,05795
27-jan-12	0,06080	0,06625	0,01139	0,06041	0,05795
30-jan-12	0,05927	0,06503	0,01609	0,06136	0,05795
31-jan-12	0,05907	0,06878	0,01844	0,06229	0,05795
1-fev-12	0,06080	0,07736	0,00021	0,06311	0,05795
2-fev-12	0,06075	0,05159	-0,00299	0,06040	0,05795
3-fev-12	0,05989	0,05569	-0,00227	0,06136	0,05795
6-fev-12	0,05945	0,05692	-0,00184	0,06175	0,05795
7-fev-12	0,05930	0,05640	-0,00584	0,06271	0,05795
8-fev-12	0,06068	0,05115	-0,01030	0,06288	0,05795
9-fev-12	0,06077	0,05270	-0,00020	0,06383	0,05795
10-fev-12	0,06049	0,06058	0,00505	0,06459	0,05795
13-fev-12	0,06110	0,05156	0,04803	0,06127	0,05795
14-fev-12	0,05846	0,10561	0,05658	0,05851	0,05795
15-fev-12	0,05823	0,10482	0,05686	0,05894	0,05795
16-fev-12	0,05790	0,10146	0,05951	0,05976	0,05795
17-fev-12	0,05753	0,10136	0,05819	0,05998	0,05795
22-fev-12	0,05711	0,10358	0,05476	0,06094	0,05795
23-fev-12	0,05726	0,10277	0,05699	0,06188	0,05795
24-fev-12	0,05689	0,09815	0,05693	0,06270	0,05795
27-fev-12	0,05695	0,09392	0,05374	0,06365	0,05795
28-fev-12	0,05717	0,08315	0,05808	0,06363	0,05795
29-fev-12	0,05641	0,09015	0,05589	0,06366	0,05795
1-mar-12	0,05649	0,08780	0,04434	0,06457	0,05795
2-mar-12	0,05712	0,07501	0,03901	0,06364	0,05795
5-mar-12	0,05720	0,06907	0,04181	0,06300	0,05795
6-mar-12	0,05698	0,06432	0,05343	0,06280	0,05795
7-mar-12	0,05686	0,06115	0,06481	0,05900	0,05795
8-mar-12	0,05585	0,08009	0,07139	0,05904	0,05795
9-mar-12	0,05496	0,09062	0,07123	0,05911	0,05795
12-mar-12	0,05522	0,08671	0,06373	0,05999	0,05795
13-mar-12	0,05568	0,08683	0,08584	0,06079	0,05795
14-mar-12	0,05324	0,11563	0,08702	0,05734	0,05795
15-mar-12	0,05323	0,11005	0,08393	0,05822	0,05795
16-mar-12	0,05331	0,10231	0,08522	0,05887	0,05795
19-mar-12	0,05254	0,09805	0,08515	0,05980	0,05795
20-mar-12	0,05197	0,09571	0,07896	0,06075	0,05795
21-mar-12	0,05233	0,09006	0,07587	0,06143	0,05795
22-mar-12	0,05265	0,08350	0,09409	0,06208	0,05795
23-mar-12	0,05202	0,09127	0,09408	0,06138	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
26-mar-12	0,05208	0,08842	0,06218	0,06234	0,05795
27-mar-12	0,05335	0,06955	0,06306	0,06211	0,05795
28-mar-12	0,05350	0,06518	0,06955	0,06237	0,05795
29-mar-12	0,05329	0,06464	0,06729	0,06180	0,05795
30-mar-12	0,05344	0,06390	0,07670	0,06268	0,05795
2-abr-12	0,05446	0,08085	0,08135	0,06338	0,05795
3-abr-12	0,05380	0,08599	0,07010	0,06344	0,05795
4-abr-12	0,05458	0,06867	0,07609	0,06275	0,05795
5-abr-12	0,05435	0,06945	0,07483	0,06263	0,05795
9-abr-12	0,05399	0,06808	0,07297	0,06356	0,05795
10-abr-12	0,05428	0,06069	0,09289	0,06330	0,05795
11-abr-12	0,05304	0,07916	0,09449	0,06160	0,05795
12-abr-12	0,05300	0,07748	0,10859	0,06218	0,05795
13-abr-12	0,05160	0,09665	0,11584	0,05850	0,05795
16-abr-12	0,05104	0,09714	0,11614	0,05834	0,05795
17-abr-12	0,05093	0,09519	0,11690	0,05923	0,05795
18-abr-12	0,05056	0,09467	0,11427	0,05947	0,05795
19-abr-12	0,05074	0,08999	0,11262	0,06030	0,05795
20-abr-12	0,05087	0,08445	0,11346	0,06100	0,05795
23-abr-12	0,05052	0,08569	0,10885	0,06193	0,05795
24-abr-12	0,05081	0,07571	0,09629	0,06128	0,05795
25-abr-12	0,05116	0,07105	0,09351	0,06195	0,05795
26-abr-12	0,05155	0,06989	0,08760	0,06281	0,05795
27-abr-12	0,05151	0,06522	0,07976	0,06340	0,05795
30-abr-12	0,05106	0,05729	0,07901	0,06378	0,05795
2-mai-12	0,05096	0,05675	0,07597	0,06472	0,05795
3-mai-12	0,05076	0,05512	0,07199	0,06486	0,05795
4-mai-12	0,05095	0,05143	0,07643	0,06554	0,05795
7-mai-12	0,05084	0,05244	0,07726	0,06273	0,05795
8-mai-12	0,05087	0,05446	0,06774	0,06339	0,05795
9-mai-12	0,05106	0,04271	0,06782	0,06278	0,05795
10-mai-12	0,05120	0,04142	0,06746	0,06301	0,05795
11-mai-12	0,05113	0,04267	0,06745	0,06395	0,05795
14-mai-12	0,05105	0,04240	0,07367	0,06473	0,05795
15-mai-12	0,05095	0,04643	0,05348	0,05880	0,05795
16-mai-12	0,05251	0,02711	0,05491	0,05743	0,05795
17-mai-12	0,05211	0,03308	0,06115	0,05816	0,05795
18-mai-12	0,05219	0,03682	0,05457	0,05514	0,05795
21-mai-12	0,05216	0,03578	0,04723	0,05576	0,05795
22-mai-12	0,05225	0,03463	0,06059	0,05309	0,05795
23-mai-12	0,05090	0,04630	0,06011	0,05244	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
24-mai-12	0,05104	0,04510	0,05905	0,05304	0,05795
25-mai-12	0,05114	0,04337	0,05877	0,05356	0,05795
29-mai-12	0,05107	0,04361	0,06714	0,05421	0,05795
30-mai-12	0,05072	0,05757	0,06833	0,05498	0,05795
31-mai-12	0,05075	0,05533	0,09604	0,05513	0,05795
1-jun-12	0,04866	0,09146	0,06711	0,05550	0,05795
4-jun-12	0,05152	0,07071	0,07135	0,05515	0,05795
5-jun-12	0,05136	0,07698	0,07803	0,05598	0,05795
6-jun-12	0,05071	0,07372	0,04687	0,05583	0,05795
8-jun-12	0,05163	0,05709	0,04561	0,05398	0,05795
11-jun-12	0,05180	0,05686	0,04125	0,05471	0,05795
12-jun-12	0,05247	0,05348	0,03099	0,05534	0,05795
13-jun-12	0,05273	0,04947	0,02950	0,05512	0,05795
14-jun-12	0,05250	0,05044	0,03005	0,05562	0,05795
15-jun-12	0,05266	0,04930	0,02598	0,05637	0,05795
18-jun-12	0,05298	0,04848	0,02609	0,05662	0,05795
19-jun-12	0,05313	0,04985	0,01203	0,05749	0,05795
20-jun-12	0,05374	0,04101	0,01228	0,05718	0,05795
21-jun-12	0,05385	0,04153	0,02927	0,05808	0,05795
22-jun-12	0,05371	0,04454	0,02889	0,05580	0,05795
25-jun-12	0,05388	0,04547	0,04978	0,05665	0,05795
26-jun-12	0,05253	0,05535	0,05050	0,05480	0,05795
27-jun-12	0,05251	0,05646	0,06168	0,05562	0,05795
28-jun-12	0,05148	0,06647	0,06326	0,05587	0,05795
29-jun-12	0,05149	0,06489	0,07025	0,05647	0,05795
2-jul-12	0,04917	0,07330	0,07452	0,05433	0,05795
3-jul-12	0,04899	0,08142	0,08190	0,05504	0,05795
5-jul-12	0,04756	0,09112	0,08668	0,05482	0,05795
6-jul-12	0,04681	0,09922	0,10371	0,05533	0,05795
10-jul-12	0,04595	0,10767	0,05584	0,05525	0,05795
11-jul-12	0,05050	0,06728	0,05542	0,05371	0,05795
12-jul-12	0,05071	0,06627	0,05625	0,05446	0,05795
13-jul-12	0,05013	0,06547	0,05327	0,05525	0,05795
16-jul-12	0,04977	0,06474	0,05053	0,05527	0,05795
17-jul-12	0,05137	0,05647	0,04206	0,05523	0,05795
18-jul-12	0,05137	0,05268	0,04146	0,05581	0,05795
19-jul-12	0,05121	0,05415	0,04197	0,05618	0,05795
20-jul-12	0,05058	0,05694	0,03758	0,05640	0,05795
23-jul-12	0,05168	0,04622	0,00109	0,05581	0,05795
24-jul-12	0,05567	0,01186	0,00432	0,05525	0,05795
25-jul-12	0,05495	0,01578	0,00457	0,05591	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
26-jul-12	0,05499	0,01874	-0,01169	0,05677	0,05795
27-jul-12	0,05651	0,01448	-0,03002	0,05539	0,05795
30-jul-12	0,05821	0,00560	-0,02898	0,05170	0,05795
31-jul-12	0,05880	0,01027	-0,02663	0,05215	0,05795
1-ago-12	0,06008	0,00916	-0,02783	0,05219	0,05795
2-ago-12	0,06020	0,01072	-0,03004	0,05287	0,05795
3-ago-12	0,06050	0,00880	-0,03697	0,05323	0,05795
6-ago-12	0,06152	0,00725	-0,04009	0,05225	0,05795
7-ago-12	0,06195	0,00831	-0,03611	0,05237	0,05795
8-ago-12	0,06194	0,01049	-0,06545	0,05286	0,05795
9-ago-12	0,06537	-0,01324	-0,07055	0,05278	0,05795
10-ago-12	0,06570	-0,01183	-0,07276	0,05350	0,05795
13-ago-12	0,06544	-0,00879	-0,06913	0,05412	0,05795
14-ago-12	0,06557	-0,00354	-0,07583	0,05489	0,05795
15-ago-12	0,06683	-0,00795	-0,07552	0,05485	0,05795
16-ago-12	0,06668	-0,00268	-0,08177	0,05566	0,05795
17-ago-12	0,06722	-0,00410	-0,08170	0,05516	0,05795
20-ago-12	0,06787	-0,00118	-0,08263	0,05588	0,05795
21-ago-12	0,06804	0,00161	-0,07509	0,05670	0,05795
22-ago-12	0,06766	0,00945	-0,07572	0,05743	0,05795
23-ago-12	0,06773	0,01208	-0,06335	0,05809	0,05795
24-ago-12	0,06713	0,02110	-0,06215	0,05804	0,05795
27-ago-12	0,06747	0,02442	-0,05641	0,05895	0,05795
28-ago-12	0,06783	0,03265	-0,04154	0,05973	0,05795
29-ago-12	0,06640	0,06748	-0,05169	0,06055	0,05795
30-ago-12	0,06737	0,05101	-0,04622	0,05968	0,05795
31-ago-12	0,06674	0,07437	-0,04791	0,06060	0,05795
4-set-12	0,06533	0,07302	-0,06408	0,06148	0,05795
5-set-12	0,06594	0,05545	-0,06905	0,06105	0,05795
6-set-12	0,06643	0,05161	-0,05887	0,06125	0,05795
10-set-12	0,06657	0,04830	-0,05861	0,05866	0,05795
11-set-12	0,06650	0,05045	-0,05118	0,05958	0,05795
12-set-12	0,06437	0,05339	-0,05051	0,05901	0,05795
13-set-12	0,06263	0,05413	-0,02547	0,05961	0,05795
14-set-12	0,06160	0,06040	-0,02493	0,05587	0,05795
17-set-12	0,06139	0,05944	-0,02395	0,05672	0,05795
18-set-12	0,06146	0,05828	-0,02465	0,05750	0,05795
19-set-12	0,06163	0,05806	-0,02166	0,05841	0,05795
20-set-12	0,06172	0,05887	-0,02193	0,05930	0,05795
21-set-12	0,06246	0,05855	-0,01804	0,06025	0,05795
24-set-12	0,06242	0,05948	-0,02027	0,06098	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
25-set-12	0,06279	0,05572	-0,00860	0,06138	0,05795
26-set-12	0,06249	0,05513	-0,00869	0,05930	0,05795
27-set-12	0,06406	0,05459	-0,00522	0,06024	0,05795
28-set-12	0,06365	0,05876	-0,00939	0,06110	0,05795
1-out-12	0,06402	0,04874	-0,02075	0,06014	0,05795
2-out-12	0,06496	0,04502	-0,02253	0,06085	0,05795
3-out-12	0,06451	0,04367	-0,00950	0,06158	0,05795
4-out-12	0,06418	0,06181	-0,01203	0,06184	0,05795
5-out-12	0,06422	0,06154	-0,01378	0,06274	0,05795
8-out-12	0,06462	0,06088	-0,00092	0,06368	0,05795
9-out-12	0,06454	0,07019	-0,00384	0,06338	0,05795
10-out-12	0,06443	0,06548	0,00023	0,06399	0,05795
11-out-12	0,06468	0,06792	0,01516	0,06434	0,05795
15-out-12	0,06436	0,08254	0,00766	0,06408	0,05795
16-out-12	0,06428	0,07481	0,00717	0,06459	0,05795
17-out-12	0,06540	0,07243	0,00593	0,06550	0,05795
18-out-12	0,06547	0,06875	0,00827	0,06614	0,05795
19-out-12	0,06550	0,06946	0,00856	0,06668	0,05795
22-out-12	0,06528	0,06478	0,01121	0,06565	0,05795
23-out-12	0,06401	0,06943	0,01779	0,06643	0,05795
24-out-12	0,06351	0,07177	0,01966	0,06443	0,05795
25-out-12	0,06272	0,07223	0,00151	0,06460	0,05795
26-out-12	0,06354	0,05647	0,00438	0,06436	0,05795
31-out-12	0,06319	0,06023	0,00541	0,06445	0,05795
1-nov-12	0,06287	0,06334	0,00820	0,06528	0,05795
5-nov-12	0,06411	0,05118	0,01487	0,06199	0,05795
6-nov-12	0,06396	0,07565	0,01606	0,06289	0,05795
7-nov-12	0,06344	0,06173	-0,01266	0,06078	0,05795
8-nov-12	0,06482	0,04394	0,00475	0,06022	0,05795
9-nov-12	0,06415	0,06067	0,00512	0,05955	0,05795
12-nov-12	0,06506	0,06155	0,00584	0,06045	0,05795
13-nov-12	0,06505	0,06300	0,00779	0,06123	0,05795
14-nov-12	0,06495	0,06083	0,00549	0,06186	0,05795
16-nov-12	0,06507	0,05703	0,00062	0,06004	0,05795
19-nov-12	0,06688	0,05242	0,00702	0,05963	0,05795
21-nov-12	0,06679	0,04883	0,00722	0,05880	0,05795
23-nov-12	0,06678	0,04997	0,02208	0,05966	0,05795
26-nov-12	0,06779	0,05259	0,03981	0,05796	0,05795
27-nov-12	0,06665	0,07849	0,02543	0,05794	0,05795
28-nov-12	0,06796	0,07348	0,03507	0,05851	0,05795
29-nov-12	0,06722	0,08366	0,06189	0,05932	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
30-nov-12	0,06628	0,09910	0,06007	0,05780	0,05795
3-dez-12	0,06572	0,09359	0,07500	0,05851	0,05795
4-dez-12	0,06496	0,10823	0,06238	0,05871	0,05795
5-dez-12	0,06524	0,09630	0,06157	0,05903	0,05795
6-dez-12	0,06256	0,09253	0,06109	0,05996	0,05795
7-dez-12	0,06143	0,09126	0,06962	0,06091	0,05795
10-dez-12	0,06037	0,09815	0,06174	0,06064	0,05795
11-dez-12	0,06096	0,08723	0,05861	0,06062	0,05795
12-dez-12	0,06112	0,08178	0,06154	0,06135	0,05795
13-dez-12	0,06031	0,08192	0,05809	0,06227	0,05795
14-dez-12	0,05999	0,07957	0,05523	0,06318	0,05795
17-dez-12	0,06012	0,07521	0,05704	0,06397	0,05795
18-dez-12	0,06001	0,07601	0,05869	0,06493	0,05795
19-dez-12	0,06047	0,07426	0,07069	0,06394	0,05795
20-dez-12	0,06019	0,10048	0,06941	0,06426	0,05795
21-dez-12	0,06008	0,09461	0,06125	0,06505	0,05795
26-dez-12	0,05971	0,08950	0,05737	0,06580	0,05795
27-dez-12	0,05989	0,09160	0,04866	0,06673	0,05795
28-dez-12	0,06028	0,07919	0,04711	0,06675	0,05795
2-jan-13	0,06022	0,07691	0,05516	0,06685	0,05795
3-jan-13	0,05942	0,08343	0,04917	0,06192	0,05795
4-jan-13	0,05957	0,07557	0,04613	0,06190	0,05795
7-jan-13	0,05992	0,06720	0,04755	0,06177	0,05795
8-jan-13	0,05985	0,06367	0,04296	0,06209	0,05795
9-jan-13	0,06015	0,05495	0,04022	0,06185	0,05795
10-jan-13	0,05997	0,05324	0,04018	0,06245	0,05795
11-jan-13	0,05978	0,05331	0,04265	0,06341	0,05795
14-jan-13	0,05978	0,05451	0,03559	0,06429	0,05795
15-jan-13	0,05997	0,04872	0,03826	0,06450	0,05795
16-jan-13	0,05966	0,04994	0,03827	0,06514	0,05795
17-jan-13	0,06016	0,04999	0,04152	0,06608	0,05795
18-jan-13	0,05986	0,05741	0,04359	0,06659	0,05795
22-jan-13	0,06041	0,05792	0,04480	0,06734	0,05795
23-jan-13	0,06035	0,05753	0,04537	0,06802	0,05795
24-jan-13	0,06028	0,05914	0,04082	0,06869	0,05795
28-jan-13	0,06062	0,04965	0,03725	0,06750	0,05795
29-jan-13	0,06111	0,03987	0,03477	0,06476	0,05795
30-jan-13	0,06112	0,03973	0,01993	0,06537	0,05795
31-jan-13	0,06223	0,02093	0,02910	0,06348	0,05795
1-fev-13	0,06184	0,03547	0,03351	0,06405	0,05795
4-fev-13	0,06148	0,04399	0,03542	0,06421	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
5-fev-13	0,06165	0,04158	0,03769	0,06372	0,05795
6-fev-13	0,06183	0,05120	0,03827	0,06464	0,05795
7-fev-13	0,06174	0,04961	0,03879	0,06493	0,05795
8-fev-13	0,06214	0,04762	0,03755	0,06495	0,05795
13-fev-13	0,06214	0,04769	0,03755	0,06587	0,05795
14-fev-13	0,06205	0,04785	0,04243	0,06678	0,05795
15-fev-13	0,06173	0,05679	0,04357	0,06733	0,05795
19-fev-13	0,06290	0,06016	0,04008	0,06812	0,05795
20-fev-13	0,06327	0,05332	0,04286	0,06772	0,05795
21-fev-13	0,06346	0,05110	0,04035	0,06452	0,05795
22-fev-13	0,06354	0,05373	0,04124	0,06548	0,05795
25-fev-13	0,06316	0,05400	0,04086	0,06555	0,05795
26-fev-13	0,06272	0,05564	0,03947	0,06647	0,05795
27-fev-13	0,06259	0,05416	0,03363	0,06705	0,05795
28-fev-13	0,06255	0,05064	0,03453	0,06763	0,05795
1-mar-13	0,06207	0,05140	0,03304	0,06846	0,05795
4-mar-13	0,06222	0,04903	0,03136	0,06820	0,05795
5-mar-13	0,06235	0,04683	0,02742	0,06849	0,05795
6-mar-13	0,06263	0,04166	0,02588	0,06815	0,05795
7-mar-13	0,06223	0,03492	0,01758	0,05928	0,05795
8-mar-13	0,06212	0,02897	0,01592	0,05903	0,05795
11-mar-13	0,06231	0,02891	0,01508	0,05969	0,05795
12-mar-13	0,06227	0,03033	0,01609	0,06063	0,05795
13-mar-13	0,06309	0,03258	0,02707	0,06137	0,05795
14-mar-13	0,06289	0,04612	0,02740	0,06102	0,05795
15-mar-13	0,06313	0,04740	0,03060	0,06196	0,05795
18-mar-13	0,06302	0,05279	0,02992	0,06253	0,05795
19-mar-13	0,06301	0,05254	0,04269	0,06349	0,05795
20-mar-13	0,06251	0,07573	0,04519	0,06348	0,05795
21-mar-13	0,06242	0,08006	0,04161	0,06414	0,05795
22-mar-13	0,06257	0,07451	0,04207	0,06450	0,05795
25-mar-13	0,06262	0,07454	0,04692	0,06511	0,05795
26-mar-13	0,06313	0,08726	0,06723	0,06560	0,05795
27-mar-13	0,06245	0,09902	0,06849	0,06461	0,05795
28-mar-13	0,06230	0,09400	0,07640	0,06520	0,05795
1-abr-13	0,06202	0,10100	0,07845	0,06586	0,05795
2-abr-13	0,06215	0,10011	0,08451	0,06612	0,05795
3-abr-13	0,06245	0,10319	0,09023	0,06393	0,05795
4-abr-13	0,06241	0,10102	0,08663	0,06368	0,05795
5-abr-13	0,06229	0,09271	0,08056	0,06249	0,05795
8-abr-13	0,06249	0,08604	0,08012	0,06307	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
9-abr-13	0,06215	0,08365	0,07503	0,06404	0,05795
10-abr-13	0,06290	0,07287	0,07949	0,06324	0,05795
11-abr-13	0,06267	0,07700	0,07324	0,06402	0,05795
12-abr-13	0,06321	0,06960	0,07519	0,06332	0,05795
15-abr-13	0,06233	0,07204	0,07255	0,06376	0,05795
16-abr-13	0,06246	0,06861	0,07513	0,05711	0,05795
17-abr-13	0,06230	0,06679	0,08179	0,05660	0,05795
18-abr-13	0,06190	0,07546	0,08323	0,05602	0,05795
19-abr-13	0,06180	0,07388	0,07872	0,05679	0,05795
22-abr-13	0,06186	0,06771	0,06973	0,05694	0,05795
23-abr-13	0,06228	0,06785	0,07079	0,05766	0,05795
24-abr-13	0,06246	0,06509	0,06993	0,05809	0,05795
25-abr-13	0,06231	0,06528	0,06991	0,05900	0,05795
26-abr-13	0,06237	0,06423	0,06586	0,05994	0,05795
29-abr-13	0,06249	0,06126	0,06121	0,05993	0,05795
30-abr-13	0,06282	0,05483	0,06435	0,06014	0,05795
2-mai-13	0,06256	0,05290	0,07368	0,05927	0,05795
3-mai-13	0,06225	0,06942	0,07436	0,05961	0,05795
6-mai-13	0,06238	0,06776	0,07425	0,06052	0,05795
7-mai-13	0,06239	0,06671	0,07173	0,06147	0,05795
8-mai-13	0,06184	0,05885	0,06885	0,06099	0,05795
9-mai-13	0,06195	0,05763	0,06978	0,06148	0,05795
10-mai-13	0,06204	0,06057	0,06375	0,06215	0,05795
13-mai-13	0,06189	0,05696	0,05875	0,06282	0,05795
14-mai-13	0,06161	0,05337	0,06281	0,06267	0,05795
15-mai-13	0,06153	0,05827	0,06208	0,06353	0,05795
16-mai-13	0,06156	0,05638	0,05967	0,06431	0,05795
17-mai-13	0,06194	0,05520	0,05920	0,06518	0,05795
20-mai-13	0,06196	0,05336	0,05830	0,06566	0,05795
21-mai-13	0,06188	0,05069	0,05879	0,06571	0,05795
22-mai-13	0,06177	0,04975	0,05853	0,06568	0,05795
23-mai-13	0,06199	0,04933	0,05753	0,06655	0,05795
24-mai-13	0,06181	0,04934	0,05757	0,06745	0,05795
28-mai-13	0,06243	0,05026	0,05767	0,06835	0,05795
29-mai-13	0,06255	0,05199	0,04486	0,06866	0,05795
31-mai-13	0,06313	0,03992	0,04599	0,06321	0,05795
3-jun-13	0,06320	0,04385	0,04015	0,06110	0,05795
4-jun-13	0,06343	0,04041	0,03785	0,06166	0,05795
5-jun-13	0,06339	0,04358	0,07097	0,06262	0,05795
6-jun-13	0,06184	0,09512	0,06558	0,06020	0,05795
7-jun-13	0,06153	0,10161	0,05092	0,06115	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
10-jun-13	0,06206	0,08340	0,05542	0,05887	0,05795
11-jun-13	0,06134	0,10206	0,16442	0,05962	0,05795
12-jun-13	0,05480	0,26649	0,15312	0,05656	0,05795
13-jun-13	0,05540	0,24161	0,19565	0,05691	0,05795
14-jun-13	0,05329	0,23842	0,19938	0,05570	0,05795
17-jun-13	0,05203	0,22590	0,19864	0,05515	0,05795
18-jun-13	0,05189	0,21167	0,18014	0,05591	0,05795
19-jun-13	0,05274	0,20336	0,17750	0,05658	0,05795
20-jun-13	0,05124	0,18599	0,14925	0,05441	0,05795
21-jun-13	0,05211	0,19697	0,14276	0,05511	0,05795
24-jun-13	0,05148	0,18037	0,16520	0,05438	0,05795
25-jun-13	0,04872	0,20436	0,22259	0,05388	0,05795
26-jun-13	0,04597	0,23138	0,23315	0,05376	0,05795
27-jun-13	0,04561	0,22462	0,23182	0,05446	0,05795
28-jun-13	0,04554	0,20868	0,23102	0,05505	0,05795
1-jul-13	0,04617	0,19644	0,23008	0,05585	0,05795
2-jul-13	0,04650	0,18455	0,20637	0,05662	0,05795
3-jul-13	0,04472	0,15717	0,20650	0,05285	0,05795
5-jul-13	0,04447	0,14853	0,19949	0,05354	0,05795
8-jul-13	0,04467	0,14395	0,19971	0,05428	0,05795
10-jul-13	0,04476	0,13621	0,19014	0,05505	0,05795
11-jul-13	0,04543	0,12606	0,16803	0,05565	0,05795
12-jul-13	0,04593	0,10206	0,16003	0,05474	0,05795
15-jul-13	0,04562	0,09804	0,13680	0,05414	0,05795
16-jul-13	0,04672	0,07704	0,13832	0,05341	0,05795
17-jul-13	0,04701	0,07530	0,13372	0,05415	0,05795
18-jul-13	0,04779	0,06903	0,13640	0,05463	0,05795
19-jul-13	0,04783	0,06896	0,13126	0,05538	0,05795
22-jul-13	0,04805	0,06585	0,13391	0,05612	0,05795
23-jul-13	0,04769	0,06525	0,13808	0,05514	0,05795
24-jul-13	0,04731	0,07413	0,13715	0,05591	0,05795
25-jul-13	0,04727	0,07335	0,13035	0,05647	0,05795
26-jul-13	0,04754	0,06481	0,13270	0,05665	0,05795
29-jul-13	0,04726	0,06579	0,13283	0,05735	0,05795
30-jul-13	0,04733	0,06572	0,12345	0,05817	0,05795
31-jul-13	0,04761	0,05984	0,12353	0,05828	0,05795
1-ago-13	0,04739	0,06076	0,11173	0,05897	0,05795
2-ago-13	0,04755	0,04851	0,11659	0,05829	0,05795
5-ago-13	0,04703	0,05962	0,11592	0,05835	0,05795
6-ago-13	0,04651	0,05879	0,12970	0,05928	0,05795
7-ago-13	0,04635	0,08713	0,12957	0,05809	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
8-ago-13	0,04617	0,08450	0,10458	0,05901	0,05795
9-ago-13	0,04715	0,05671	0,11753	0,05608	0,05795
12-ago-13	0,04700	0,06827	0,11466	0,05577	0,05795
13-ago-13	0,04675	0,06400	0,11282	0,05640	0,05795
14-ago-13	0,04665	0,06148	0,11235	0,05716	0,05795
15-ago-13	0,04685	0,05900	0,11186	0,05793	0,05795
16-ago-13	0,04683	0,05809	0,11035	0,05885	0,05795
19-ago-13	0,04705	0,05334	0,11339	0,05907	0,05795
20-ago-13	0,04735	0,06290	0,09462	0,06001	0,05795
21-ago-13	0,04777	0,05477	0,09744	0,05870	0,05795
22-ago-13	0,04747	0,06191	0,09220	0,05961	0,05795
23-ago-13	0,04795	0,05088	0,08466	0,05866	0,05795
26-ago-13	0,04826	0,04074	0,07322	0,05850	0,05795
27-ago-13	0,04845	0,03881	0,07328	0,05839	0,05795
28-ago-13	0,04898	0,04973	0,07611	0,05655	0,05795
29-ago-13	0,04942	0,05743	0,07699	0,05734	0,05795
30-ago-13	0,04960	0,05769	0,07941	0,05824	0,05795
3-set-13	0,05036	0,06280	0,11143	0,05916	0,05795
4-set-13	0,04853	0,08792	0,11142	0,05597	0,05795
5-set-13	0,04816	0,08466	0,10940	0,05683	0,05795
6-set-13	0,04943	0,07790	0,10478	0,05717	0,05795
9-set-13	0,04968	0,06683	0,10348	0,05566	0,05795
10-set-13	0,05060	0,06277	0,10127	0,05624	0,05795
11-set-13	0,05089	0,06145	0,10201	0,05701	0,05795
12-set-13	0,05055	0,06346	0,10372	0,05766	0,05795
13-set-13	0,05036	0,06630	0,10208	0,05846	0,05795
16-set-13	0,05051	0,06165	0,10195	0,05901	0,05795
17-set-13	0,05115	0,06077	0,10062	0,05995	0,05795
18-set-13	0,05133	0,05672	0,10659	0,06053	0,05795
19-set-13	0,05099	0,05898	0,09730	0,05803	0,05795
20-set-13	0,05101	0,05501	0,08340	0,05839	0,05795
23-set-13	0,05124	0,04807	0,08236	0,05786	0,05795
24-set-13	0,05109	0,04583	0,08151	0,05844	0,05795
25-set-13	0,05108	0,04613	0,07519	0,05931	0,05795
26-set-13	0,05127	0,04758	0,07217	0,06019	0,05795
27-set-13	0,05129	0,04621	0,07147	0,06066	0,05795
30-set-13	0,05132	0,04648	0,03664	0,06162	0,05795
1-out-13	0,05324	0,01677	0,03800	0,05869	0,05795
2-out-13	0,05319	0,02035	0,03707	0,05845	0,05795
3-out-13	0,05301	0,02206	0,03880	0,05937	0,05795
4-out-13	0,05300	0,02551	0,04342	0,05958	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
7-out-13	0,05266	0,03260	0,05027	0,06029	0,05795
8-out-13	0,05096	0,04284	0,05038	0,06083	0,05795
9-out-13	0,05091	0,04348	0,05041	0,06176	0,05795
10-out-13	0,05186	0,04396	0,04386	0,06260	0,05795
11-out-13	0,05210	0,03920	0,04443	0,06306	0,05795
14-out-13	0,05207	0,04067	0,05323	0,06397	0,05795
15-out-13	0,05098	0,05093	0,04806	0,06217	0,05795
16-out-13	0,05128	0,04470	0,04434	0,06165	0,05795
17-out-13	0,05143	0,03987	0,04943	0,06062	0,05795
18-out-13	0,05122	0,04570	0,04926	0,06081	0,05795
21-out-13	0,05126	0,04596	0,05203	0,06177	0,05795
22-out-13	0,05107	0,04894	0,05591	0,06171	0,05795
23-out-13	0,05123	0,05842	0,04546	0,06238	0,05795
24-out-13	0,05182	0,04723	0,04432	0,06107	0,05795
25-out-13	0,05190	0,04556	0,04081	0,06134	0,05795
28-out-13	0,05264	0,04140	0,02954	0,06114	0,05795
29-out-13	0,05310	0,03190	0,03297	0,06041	0,05795
30-out-13	0,05305	0,03619	0,03236	0,06077	0,05795
31-out-13	0,05380	0,03634	0,03306	0,06142	0,05795
1-nov-13	0,05483	0,03874	0,03154	0,06238	0,05795
4-nov-13	0,05432	0,03806	0,02877	0,06318	0,05795
5-nov-13	0,05446	0,03656	0,03618	0,06369	0,05795
6-nov-13	0,05412	0,04667	0,03288	0,06358	0,05795
7-nov-13	0,05121	0,04317	0,03667	0,06393	0,05795
8-nov-13	0,05080	0,04768	0,03936	0,06363	0,05795
11-nov-13	0,05063	0,05143	0,02720	0,06383	0,05795
12-nov-13	0,05090	0,04596	0,02606	0,06438	0,05795
13-nov-13	0,05080	0,04442	0,01930	0,06325	0,05795
14-nov-13	0,05111	0,03986	0,03812	0,06371	0,05795
18-nov-13	0,05071	0,05378	0,03379	0,06088	0,05795
19-nov-13	0,05094	0,04716	0,03660	0,06036	0,05795
21-nov-13	0,05089	0,04880	0,03476	0,05840	0,05795
22-nov-13	0,04960	0,04734	0,03468	0,05911	0,05795
25-nov-13	0,05042	0,04723	0,04068	0,06003	0,05795
26-nov-13	0,04890	0,05647	0,04258	0,06036	0,05795
27-nov-13	0,04873	0,05829	0,04085	0,05988	0,05795
29-nov-13	0,04898	0,05542	0,05070	0,06049	0,05795
2-dez-13	0,04859	0,06412	0,05769	0,06064	0,05795
3-dez-13	0,04791	0,07011	0,06275	0,05858	0,05795
4-dez-13	0,04764	0,07525	0,06288	0,05807	0,05795
5-dez-13	0,04782	0,07727	0,04220	0,05895	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
6-dez-13	0,05021	0,06889	0,04148	0,05928	0,05795
9-dez-13	0,04999	0,06690	0,03600	0,06018	0,05795
10-dez-13	0,04968	0,06646	0,03468	0,06104	0,05795
11-dez-13	0,05118	0,06442	0,04633	0,06192	0,05795
12-dez-13	0,05061	0,08024	0,04568	0,06068	0,05795
13-dez-13	0,05133	0,07859	0,04555	0,06164	0,05795
16-dez-13	0,05092	0,08180	0,04605	0,06259	0,05795
17-dez-13	0,05141	0,07800	0,04481	0,06342	0,05795
18-dez-13	0,04963	0,07508	0,03815	0,06425	0,05795
19-dez-13	0,05033	0,06568	0,05345	0,06448	0,05795
20-dez-13	0,05032	0,06742	0,03802	0,06202	0,05795
23-dez-13	0,05161	0,05906	0,03241	0,06241	0,05795
26-dez-13	0,05193	0,06165	0,03029	0,06331	0,05795
27-dez-13	0,05160	0,06028	0,03163	0,06421	0,05795
30-dez-13	0,05239	0,06465	0,03359	0,06517	0,05795
2-jan-14	0,05087	0,06451	0,02076	0,06593	0,05795
3-jan-14	0,05123	0,04943	0,01697	0,06238	0,05795
6-jan-14	0,05553	0,04355	0,01696	0,06224	0,05795
7-jan-14	0,05565	0,04428	0,01566	0,06321	0,05795
8-jan-14	0,05496	0,04438	0,01368	0,06323	0,05795
9-jan-14	0,05711	0,04434	0,03417	0,06414	0,05795
10-jan-14	0,05556	0,06828	0,01596	0,06059	0,05795
13-jan-14	0,05626	0,06403	0,01542	0,06122	0,05795
14-jan-14	0,05615	0,06394	0,01601	0,06197	0,05795
15-jan-14	0,05622	0,06159	0,01807	0,06273	0,05795
16-jan-14	0,05593	0,05911	0,03083	0,06324	0,05795
17-jan-14	0,05554	0,08448	0,03164	0,06363	0,05795
21-jan-14	0,05497	0,08560	0,05335	0,06365	0,05795
22-jan-14	0,05402	0,12460	0,04377	0,06319	0,05795
23-jan-14	0,05465	0,10199	0,04968	0,06240	0,05795
24-jan-14	0,05335	0,10726	0,05735	0,06067	0,05795
27-jan-14	0,05301	0,12041	0,05695	0,06085	0,05795
28-jan-14	0,05223	0,12540	0,05714	0,06178	0,05795
29-jan-14	0,05212	0,11905	0,06425	0,06270	0,05795
30-jan-14	0,05135	0,14442	0,05905	0,06337	0,05795
31-jan-14	0,05139	0,13352	0,07923	0,06395	0,05795
3-fev-14	0,05040	0,13823	0,12729	0,06436	0,05795
4-fev-14	0,04828	0,19673	0,10192	0,05883	0,05795
5-fev-14	0,05032	0,16495	0,10292	0,05835	0,05795
6-fev-14	0,05311	0,16297	0,07390	0,05900	0,05795
7-fev-14	0,05466	0,12103	0,07464	0,05746	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
10-fev-14	0,05480	0,11329	0,07679	0,05818	0,05795
11-fev-14	0,05408	0,11782	0,08824	0,05882	0,05795
12-fev-14	0,05432	0,10917	0,08370	0,05862	0,05795
13-fev-14	0,05439	0,10364	0,07394	0,05941	0,05795
14-fev-14	0,05365	0,09557	0,08525	0,05994	0,05795
18-fev-14	0,05411	0,09863	0,02284	0,06055	0,05795
19-fev-14	0,05589	0,04973	0,03503	0,05641	0,05795
20-fev-14	0,05916	0,05426	0,03748	0,05682	0,05795
21-fev-14	0,05897	0,05479	0,04371	0,05768	0,05795
24-fev-14	0,05860	0,06888	0,04471	0,05858	0,05795
25-fev-14	0,05835	0,07130	0,01933	0,05951	0,05795
26-fev-14	0,05852	0,05274	0,01801	0,05934	0,05795
27-fev-14	0,05864	0,05275	0,05351	0,06025	0,05795
28-fev-14	0,05867	0,08369	0,03408	0,05882	0,05795
5-mar-14	0,05983	0,07058	0,02394	0,05915	0,05795
6-mar-14	0,06040	0,06068	0,01611	0,05946	0,05795
7-mar-14	0,05956	0,05664	0,02062	0,05982	0,05795
10-mar-14	0,05972	0,05405	0,04267	0,05902	0,05795
11-mar-14	0,05953	0,07401	0,04280	0,05875	0,05795
12-mar-14	0,05940	0,07303	0,04003	0,05964	0,05795
13-mar-14	0,05902	0,07084	0,04566	0,06053	0,05795
14-mar-14	0,05855	0,07483	0,04898	0,06094	0,05795
17-mar-14	0,05926	0,07510	0,04877	0,06117	0,05795
18-mar-14	0,05928	0,07321	0,04367	0,06207	0,05795
19-mar-14	0,05999	0,06325	0,04305	0,05988	0,05795
20-mar-14	0,06068	0,06138	0,03721	0,06041	0,05795
21-mar-14	0,06068	0,05412	0,03772	0,06009	0,05795
24-mar-14	0,06144	0,05533	0,03157	0,06102	0,05795
25-mar-14	0,06157	0,04845	0,03192	0,06099	0,05795
26-mar-14	0,06141	0,04920	0,02971	0,06188	0,05795
27-mar-14	0,06145	0,04764	0,02821	0,06268	0,05795
28-mar-14	0,06147	0,04090	0,02830	0,05719	0,05795
31-mar-14	0,06097	0,04107	0,03176	0,05808	0,05795
1-abr-14	0,06169	0,04581	0,03339	0,05829	0,05795
2-abr-14	0,06204	0,04668	0,02959	0,05916	0,05795
3-abr-14	0,06219	0,04040	0,02790	0,05673	0,05795
4-abr-14	0,06208	0,03979	0,02756	0,05747	0,05795
7-abr-14	0,06199	0,03968	0,02580	0,05819	0,05795
8-abr-14	0,06247	0,03748	0,03219	0,05732	0,05795
9-abr-14	0,06216	0,04300	0,03424	0,05778	0,05795
10-abr-14	0,06166	0,04469	0,03451	0,05834	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
11-abr-14	0,06167	0,04513	0,03402	0,05926	0,05795
14-abr-14	0,06212	0,04395	0,02795	0,05919	0,05795
15-abr-14	0,06386	0,04250	0,01905	0,05996	0,05795
16-abr-14	0,06426	0,03205	0,01112	0,05837	0,05795
17-abr-14	0,06507	0,02604	0,01081	0,05835	0,05795
22-abr-14	0,06368	0,02632	0,01135	0,05793	0,05795
23-abr-14	0,06366	0,02793	0,01098	0,05881	0,05795
24-abr-14	0,06328	0,02854	0,01147	0,05941	0,05795
25-abr-14	0,06328	0,03070	0,01252	0,06025	0,05795
28-abr-14	0,06359	0,03235	0,01229	0,06079	0,05795
29-abr-14	0,06344	0,03362	0,00992	0,06175	0,05795
30-abr-14	0,06374	0,03206	0,00892	0,06221	0,05795
2-mai-14	0,06378	0,03242	0,03547	0,06304	0,05795
5-mai-14	0,06291	0,06833	0,03221	0,05970	0,05795
6-mai-14	0,06301	0,06375	0,03153	0,06025	0,05795
7-mai-14	0,06249	0,06162	0,03044	0,06100	0,05795
8-mai-14	0,06272	0,05944	0,02485	0,06182	0,05795
9-mai-14	0,06290	0,05300	0,02576	0,06180	0,05795
12-mai-14	0,06277	0,05293	0,01970	0,06248	0,05795
13-mai-14	0,06288	0,04422	0,02026	0,06133	0,05795
14-mai-14	0,06283	0,04492	0,02354	0,06223	0,05795
15-mai-14	0,06378	0,05020	0,02090	0,06261	0,05795
16-mai-14	0,06381	0,04669	0,02054	0,06274	0,05795
19-mai-14	0,06261	0,04726	0,02149	0,06368	0,05795
20-mai-14	0,06255	0,04701	0,02779	0,06350	0,05795
21-mai-14	0,06296	0,05149	0,02758	0,06182	0,05795
22-mai-14	0,06301	0,05116	0,02207	0,06270	0,05795
23-mai-14	0,06306	0,04529	0,02231	0,06273	0,05795
27-mai-14	0,06303	0,04607	0,02124	0,06359	0,05795
28-mai-14	0,06307	0,04496	0,02446	0,06389	0,05795
29-mai-14	0,06287	0,04863	0,02120	0,06423	0,05795
30-mai-14	0,06301	0,04527	0,00748	0,06463	0,05795
2-jun-14	0,06309	0,02785	0,00480	0,06250	0,05795
3-jun-14	0,06313	0,02741	0,00066	0,06312	0,05795
4-jun-14	0,06318	0,02543	-0,00007	0,06359	0,05795
5-jun-14	0,06326	0,02632	-0,00021	0,06441	0,05795
6-jun-14	0,06331	0,02762	0,00905	0,06508	0,05795
9-jun-14	0,06338	0,03307	0,00313	0,05964	0,05795
10-jun-14	0,06413	0,02664	0,00320	0,05837	0,05795
11-jun-14	0,06416	0,02802	0,00236	0,05914	0,05795
13-jun-14	0,06419	0,02810	-0,00011	0,05969	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
16-jun-14	0,06429	0,02787	0,00061	0,06045	0,05795
17-jun-14	0,06483	0,02968	0,00047	0,06133	0,05795
18-jun-14	0,06472	0,03053	-0,00152	0,06203	0,05795
20-jun-14	0,06485	0,02801	0,00356	0,06122	0,05795
23-jun-14	0,06476	0,03366	0,00174	0,06146	0,05795
24-jun-14	0,06509	0,03279	0,00187	0,06198	0,05795
25-jun-14	0,06514	0,03491	-0,00094	0,06294	0,05795
26-jun-14	0,06601	0,03037	-0,00115	0,06201	0,05795
27-jun-14	0,06621	0,03174	-0,00226	0,06297	0,05795
30-jun-14	0,06620	0,03136	-0,00204	0,06357	0,05795
1-jul-14	0,06622	0,03366	-0,00209	0,06453	0,05795
2-jul-14	0,06642	0,03516	-0,00289	0,06549	0,05795
3-jul-14	0,06640	0,03548	-0,00577	0,06635	0,05795
7-jul-14	0,06659	0,03176	-0,00415	0,06489	0,05795
8-jul-14	0,06658	0,03660	-0,00664	0,06581	0,05795
10-jul-14	0,06665	0,03616	-0,01764	0,06663	0,05795
11-jul-14	0,06696	0,02256	-0,01833	0,06456	0,05795
14-jul-14	0,06698	0,02384	-0,01145	0,06542	0,05795
15-jul-14	0,06664	0,03056	-0,01140	0,06374	0,05795
16-jul-14	0,06652	0,03211	-0,00804	0,06458	0,05795
17-jul-14	0,06669	0,03629	-0,00927	0,06532	0,05795
18-jul-14	0,06670	0,03712	-0,00411	0,06624	0,05795
21-jul-14	0,06680	0,03680	0,00112	0,06211	0,05795
22-jul-14	0,06660	0,04507	0,00293	0,06229	0,05795
23-jul-14	0,06645	0,05056	0,00559	0,06302	0,05795
24-jul-14	0,06584	0,05027	0,00635	0,06319	0,05795
25-jul-14	0,06581	0,05108	0,00660	0,06346	0,05795
28-jul-14	0,06584	0,05088	0,01142	0,06435	0,05795
29-jul-14	0,06583	0,05698	0,00091	0,06525	0,05795
30-jul-14	0,06570	0,04750	0,00209	0,06519	0,05795
31-jul-14	0,06571	0,04809	0,00246	0,06593	0,05795
1-ago-14	0,06587	0,04223	0,00243	0,06366	0,05795
4-ago-14	0,06589	0,04292	-0,01614	0,06462	0,05795
5-ago-14	0,06645	0,02654	-0,00837	0,06421	0,05795
6-ago-14	0,06621	0,03656	-0,01173	0,06466	0,05795
7-ago-14	0,06634	0,03507	-0,01049	0,06540	0,05795
8-ago-14	0,06630	0,03787	-0,00622	0,06604	0,05795
11-ago-14	0,06629	0,04310	-0,00253	0,06569	0,05795
12-ago-14	0,06641	0,03998	-0,00128	0,06359	0,05795
13-ago-14	0,06613	0,04264	-0,00901	0,06446	0,05795
14-ago-14	0,06624	0,03493	-0,00966	0,06337	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
15-ago-14	0,06713	0,03530	0,01057	0,06425	0,05795
18-ago-14	0,06664	0,05076	0,00558	0,06186	0,05795
19-ago-14	0,06690	0,04514	0,00922	0,06211	0,05795
20-ago-14	0,06682	0,04544	0,00661	0,06152	0,05795
21-ago-14	0,06674	0,04258	0,00613	0,06216	0,05795
22-ago-14	0,06685	0,04651	0,00862	0,06311	0,05795
25-ago-14	0,06689	0,04823	0,00065	0,06325	0,05795
26-ago-14	0,06715	0,03414	0,00109	0,06075	0,05795
27-ago-14	0,06723	0,03527	0,01523	0,06170	0,05795
28-ago-14	0,06699	0,04825	0,00511	0,06051	0,05795
29-ago-14	0,06723	0,04208	0,01962	0,06072	0,05795
2-set-14	0,06666	0,05872	0,02326	0,06014	0,05795
3-set-14	0,06664	0,06307	0,02400	0,06056	0,05795
4-set-14	0,06647	0,06208	0,01983	0,06152	0,05795
5-set-14	0,06657	0,05394	0,02339	0,06064	0,05795
8-set-14	0,06666	0,05810	0,03376	0,06156	0,05795
9-set-14	0,06645	0,06115	0,03286	0,05899	0,05795
10-set-14	0,06597	0,05875	0,03431	0,05951	0,05795
11-set-14	0,06594	0,05903	0,03481	0,06006	0,05795
12-set-14	0,06571	0,05871	0,03334	0,06099	0,05795
15-set-14	0,06596	0,05221	0,03678	0,05869	0,05795
16-set-14	0,06602	0,05339	0,03466	0,05820	0,05795
17-set-14	0,06610	0,04940	0,03437	0,05746	0,05795
18-set-14	0,06608	0,05026	0,03170	0,05837	0,05795
19-set-14	0,06634	0,04677	0,03992	0,05854	0,05795
22-set-14	0,06613	0,05841	0,04342	0,05896	0,05795
23-set-14	0,06604	0,05991	0,04266	0,05849	0,05795
24-set-14	0,06632	0,05814	0,04266	0,05929	0,05795
25-set-14	0,06644	0,05735	0,04042	0,06012	0,05795
26-set-14	0,06683	0,05306	0,04617	0,05974	0,05795
29-set-14	0,06663	0,05669	0,06228	0,05830	0,05795
30-set-14	0,06614	0,06800	0,06030	0,05310	0,05795
1-out-14	0,06631	0,06487	0,05817	0,05365	0,05795
2-out-14	0,06648	0,06004	0,05353	0,05326	0,05795
3-out-14	0,06660	0,05684	0,03257	0,05370	0,05795
6-out-14	0,06755	0,04722	0,03140	0,05370	0,05795
7-out-14	0,06840	0,03862	0,03269	0,05094	0,05795
8-out-14	0,06834	0,03999	0,03399	0,05153	0,05795
9-out-14	0,06840	0,04125	0,03389	0,05211	0,05795
10-out-14	0,06784	0,04104	0,02173	0,05279	0,05795
13-out-14	0,06949	0,03127	0,01578	0,05161	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
14-out-14	0,07080	0,02361	0,01571	0,04980	0,05795
15-out-14	0,06877	0,02441	0,01947	0,05035	0,05795
16-out-14	0,06884	0,02704	0,02445	0,04992	0,05795
17-out-14	0,06895	0,03098	0,02775	0,04956	0,05795
20-out-14	0,07011	0,03224	0,03144	0,04956	0,05795
21-out-14	0,07058	0,03559	0,04087	0,04956	0,05795
22-out-14	0,06965	0,04471	0,04070	0,04919	0,05795
23-out-14	0,06933	0,04450	0,04470	0,04970	0,05795
24-out-14	0,06881	0,04817	0,04221	0,04939	0,05795
27-out-14	0,06913	0,04465	0,05552	0,04948	0,05795
28-out-14	0,06713	0,06228	0,05503	0,04940	0,05795
29-out-14	0,06781	0,05624	0,05289	0,04902	0,05795
30-out-14	0,06791	0,05405	0,05740	0,04910	0,05795
31-out-14	0,06781	0,05414	0,05457	0,04917	0,05795
3-nov-14	0,06833	0,04776	0,05674	0,04851	0,05795
4-nov-14	0,06738	0,05028	0,05580	0,04887	0,05795
5-nov-14	0,06747	0,04896	0,05886	0,04932	0,05795
6-nov-14	0,06671	0,05326	0,06234	0,04970	0,05795
7-nov-14	0,06631	0,05809	0,05984	0,04990	0,05795
10-nov-14	0,06683	0,05547	0,06275	0,05035	0,05795
11-nov-14	0,06648	0,06089	0,06600	0,05084	0,05795
12-nov-14	0,06613	0,07274	0,06253	0,05142	0,05795
13-nov-14	0,06634	0,06914	0,07182	0,05196	0,05795
14-nov-14	0,06527	0,08248	0,07184	0,05192	0,05795
17-nov-14	0,06483	0,08091	0,07075	0,05260	0,05795
18-nov-14	0,06467	0,07928	0,06875	0,05312	0,05795
19-nov-14	0,06502	0,07161	0,05908	0,05339	0,05795
21-nov-14	0,06607	0,05650	0,06468	0,05288	0,05795
24-nov-14	0,06670	0,04703	0,05234	0,05026	0,05795
25-nov-14	0,06734	0,04418	0,05247	0,05068	0,05795
26-nov-14	0,06727	0,04430	0,04783	0,05128	0,05795
28-nov-14	0,06745	0,04274	0,04356	0,05182	0,05795
1-dez-14	0,06762	0,04146	0,05452	0,05242	0,05795
2-dez-14	0,06632	0,05517	0,05528	0,05044	0,05795
3-dez-14	0,06646	0,05643	0,04586	0,05084	0,05795
4-dez-14	0,06674	0,05283	0,04495	0,05125	0,05795
5-dez-14	0,06673	0,05313	0,04806	0,05149	0,05795
8-dez-14	0,06720	0,05235	0,05679	0,05198	0,05795
9-dez-14	0,06627	0,06407	0,05659	0,05112	0,05795
10-dez-14	0,06610	0,06558	0,05403	0,05175	0,05795
11-dez-14	0,06596	0,06301	0,05417	0,05216	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
12-dez-14	0,06604	0,06072	0,06792	0,05280	0,05795
15-dez-14	0,06476	0,08025	0,06415	0,05133	0,05795
16-dez-14	0,06474	0,07582	0,05888	0,05140	0,05795
17-dez-14	0,06513	0,09371	0,08340	0,05205	0,05795
18-dez-14	0,06400	0,09378	0,08135	0,05098	0,05795
19-dez-14	0,06445	0,09056	0,08967	0,05158	0,05795
22-dez-14	0,06410	0,08800	0,08654	0,05148	0,05795
23-dez-14	0,06439	0,08315	0,09286	0,05202	0,05795
26-dez-14	0,06415	0,08301	0,08147	0,05235	0,05795
29-dez-14	0,06490	0,07509	0,08381	0,05266	0,05795
30-dez-14	0,06482	0,07359	0,07678	0,05325	0,05795
2-jan-15	0,06501	0,06787	0,04089	0,05370	0,05795
5-jan-15	0,06719	0,04267	0,02925	0,05266	0,05795
6-jan-15	0,06750	0,03448	0,02238	0,05261	0,05795
7-jan-15	0,06801	0,03214	0,03005	0,05315	0,05795
8-jan-15	0,06792	0,03558	0,03021	0,05227	0,05795
9-jan-15	0,06782	0,03574	0,02332	0,05282	0,05795
12-jan-15	0,06848	0,03071	0,01981	0,05264	0,05795
13-jan-15	0,06875	0,02853	0,01986	0,05296	0,05795
14-jan-15	0,06874	0,02957	0,01951	0,05369	0,05795
15-jan-15	0,06881	0,02994	0,03000	0,05429	0,05795
16-jan-15	0,06835	0,04423	0,03585	0,05494	0,05795
20-jan-15	0,06775	0,04903	0,03892	0,05466	0,05795
21-jan-15	0,06821	0,04767	0,02869	0,05409	0,05795
22-jan-15	0,06873	0,03887	0,02994	0,05321	0,05795
23-jan-15	0,06851	0,04119	0,03253	0,05392	0,05795
26-jan-15	0,06850	0,04210	0,03385	0,05425	0,05795
27-jan-15	0,06838	0,04355	0,03362	0,05500	0,05795
28-jan-15	0,06883	0,04518	0,03753	0,05582	0,05795
29-jan-15	0,06827	0,04759	0,03782	0,05558	0,05795
30-jan-15	0,06813	0,04760	0,03772	0,05642	0,05795
2-fev-15	0,06728	0,04589	0,03456	0,05616	0,05795
3-fev-15	0,06754	0,04267	0,03151	0,05623	0,05795
4-fev-15	0,06810	0,03800	0,02900	0,05487	0,05795
5-fev-15	0,06863	0,03694	0,02966	0,05557	0,05795
6-fev-15	0,06867	0,03854	0,03078	0,05641	0,05795
9-fev-15	0,06842	0,04039	0,02574	0,05697	0,05795
10-fev-15	0,06905	0,03587	0,03721	0,05733	0,05795
11-fev-15	0,06849	0,05147	0,03626	0,05698	0,05795
12-fev-15	0,06851	0,05056	0,04720	0,05773	0,05795
13-fev-15	0,06794	0,05665	0,04604	0,05606	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
18-fev-15	0,06825	0,05163	0,04619	0,05543	0,05795
19-fev-15	0,06798	0,05008	0,04621	0,05580	0,05795
20-fev-15	0,06772	0,04989	0,04789	0,05666	0,05795
23-fev-15	0,06789	0,05282	0,04753	0,05754	0,05795
24-fev-15	0,06773	0,05266	0,05019	0,05845	0,05795
25-fev-15	0,06820	0,05446	0,05210	0,05879	0,05795
26-fev-15	0,06822	0,05756	0,04986	0,05971	0,05795
27-fev-15	0,06827	0,05806	0,04905	0,06065	0,05795
2-mar-15	0,06822	0,05705	0,05668	0,06152	0,05795
3-mar-15	0,06757	0,06827	0,05327	0,06163	0,05795
4-mar-15	0,06769	0,06542	0,05922	0,06242	0,05795
5-mar-15	0,06679	0,07338	0,05935	0,06146	0,05795
6-mar-15	0,06659	0,07237	0,05701	0,06239	0,05795
9-mar-15	0,06652	0,06896	0,05346	0,06287	0,05795
10-mar-15	0,06633	0,06435	0,07796	0,06189	0,05795
11-mar-15	0,06505	0,11157	0,08084	0,06066	0,05795
12-mar-15	0,06509	0,10427	0,08082	0,06072	0,05795
13-mar-15	0,06490	0,10036	0,08201	0,06167	0,05795
16-mar-15	0,06478	0,10040	0,07458	0,06237	0,05795
17-mar-15	0,06504	0,09885	0,06779	0,06317	0,05795
18-mar-15	0,06566	0,07252	0,06797	0,05894	0,05795
19-mar-15	0,06594	0,06259	0,06259	0,05729	0,05795
20-mar-15	0,06589	0,05947	0,05685	0,05765	0,05795
23-mar-15	0,06582	0,04950	0,05714	0,05706	0,05795
24-mar-15	0,06579	0,05029	0,05607	0,05795	0,05795
25-mar-15	0,06577	0,05118	0,05729	0,05857	0,05795
26-mar-15	0,06573	0,05058	0,04445	0,05930	0,05795
27-mar-15	0,06603	0,04315	0,03529	0,05740	0,05795
30-mar-15	0,06603	0,03884	0,03918	0,05789	0,05795
31-mar-15	0,06613	0,03836	0,03659	0,05679	0,05795
1-abr-15	0,06625	0,04007	0,05170	0,05766	0,05795
2-abr-15	0,06602	0,05349	0,05277	0,05663	0,05795
6-abr-15	0,06604	0,05247	0,05587	0,05671	0,05795
7-abr-15	0,06567	0,05514	0,05563	0,05713	0,05795
8-abr-15	0,06613	0,05448	0,05429	0,05803	0,05795
9-abr-15	0,06646	0,05398	0,05427	0,05893	0,05795
10-abr-15	0,06650	0,05333	0,05418	0,05985	0,05795
13-abr-15	0,06658	0,05251	0,05436	0,06050	0,05795
14-abr-15	0,06641	0,05237	0,05760	0,06146	0,05795
15-abr-15	0,06626	0,05653	0,07122	0,06225	0,05795
16-abr-15	0,06598	0,07647	0,06936	0,06127	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
17-abr-15	0,06610	0,07325	0,06823	0,06208	0,05795
20-abr-15	0,06615	0,06944	0,06854	0,06177	0,05795
22-abr-15	0,06607	0,06823	0,07014	0,06263	0,05795
23-abr-15	0,08355	0,06816	0,07825	0,06188	0,05795
24-abr-15	0,08460	0,07820	0,07881	0,06051	0,05795
27-abr-15	0,08494	0,07648	0,07569	0,06001	0,05795
28-abr-15	0,08512	0,07019	0,07549	0,05904	0,05795
29-abr-15	0,08535	0,06855	0,06823	0,05987	0,05795
30-abr-15	0,08561	0,06314	0,07631	0,06035	0,05795
4-mai-15	0,08572	0,07584	0,07034	0,05988	0,05795
5-mai-15	0,08599	0,06774	0,07316	0,05885	0,05795
6-mai-15	0,08559	0,07213	0,05773	0,05911	0,05795
7-mai-15	0,08592	0,05895	0,06258	0,05868	0,05795
8-mai-15	0,08590	0,06373	0,06235	0,05955	0,05795
11-mai-15	0,08598	0,06241	0,06228	0,06043	0,05795
12-mai-15	0,08596	0,06157	0,06342	0,06139	0,05795
13-mai-15	0,08596	0,06069	0,06317	0,06197	0,05795
14-mai-15	0,08629	0,05869	0,06263	0,06251	0,05795
15-mai-15	0,08606	0,05784	0,06486	0,06331	0,05795
18-mai-15	0,08615	0,06191	0,06445	0,06348	0,05795
19-mai-15	0,08623	0,05759	0,06881	0,06185	0,05795
20-mai-15	0,08615	0,06089	0,07084	0,06167	0,05795
21-mai-15	0,08606	0,06160	0,07230	0,06179	0,05795
22-mai-15	0,08597	0,06364	0,07063	0,06268	0,05795
26-mai-15	0,08592	0,05914	0,07631	0,06226	0,05795
27-mai-15	0,08573	0,06545	0,07710	0,06182	0,05795
28-mai-15	0,08576	0,06640	0,07815	0,06197	0,05795
29-mai-15	0,08580	0,06683	0,06582	0,06275	0,05795
1-jun-15	0,08603	0,05053	0,06587	0,06025	0,05795
2-jun-15	0,08602	0,05116	0,06398	0,06108	0,05795
3-jun-15	0,08591	0,05177	0,05948	0,05923	0,05795
5-jun-15	0,08620	0,04652	0,05314	0,05923	0,05795
8-jun-15	0,08680	0,04090	0,05420	0,05958	0,05795
9-jun-15	0,08664	0,04433	0,05406	0,06046	0,05795
10-jun-15	0,08666	0,04469	0,05638	0,06142	0,05795
11-jun-15	0,08669	0,04965	0,05745	0,06005	0,05795
12-jun-15	0,08671	0,05081	0,05663	0,06091	0,05795
15-jun-15	0,08679	0,04927	0,05581	0,06158	0,05795
16-jun-15	0,08676	0,04826	0,05814	0,06242	0,05795
17-jun-15	0,08640	0,05289	0,05584	0,06262	0,05795
18-jun-15	0,08691	0,04919	0,06525	0,06299	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
19-jun-15	0,08637	0,06531	0,07079	0,06160	0,05795
22-jun-15	0,08627	0,06952	0,07106	0,06196	0,05795
23-jun-15	0,08629	0,06909	0,07206	0,06291	0,05795
24-jun-15	0,08626	0,06965	0,07228	0,06384	0,05795
25-jun-15	0,08625	0,06910	0,07316	0,06480	0,05795
26-jun-15	0,08636	0,06624	0,06743	0,06428	0,05795
29-jun-15	0,08650	0,06077	0,06172	0,06328	0,05795
30-jun-15	0,08678	0,05129	0,06254	0,06162	0,05795
1-jul-15	0,08648	0,05354	0,05879	0,06259	0,05795
2-jul-15	0,08663	0,05005	0,05691	0,06323	0,05795
6-jul-15	0,08678	0,04962	0,06333	0,06389	0,05795
7-jul-15	0,08670	0,05360	0,06454	0,06221	0,05795
8-jul-15	0,08665	0,05571	0,06317	0,06311	0,05795
10-jul-15	0,08661	0,05168	0,05229	0,06310	0,05795
13-jul-15	0,08698	0,04441	0,05432	0,06234	0,05795
14-jul-15	0,08680	0,04891	0,05336	0,06263	0,05795
15-jul-15	0,08683	0,04889	0,05071	0,06358	0,05795
16-jul-15	0,08704	0,04596	0,05063	0,06416	0,05795
17-jul-15	0,08705	0,04690	0,05451	0,06506	0,05795
20-jul-15	0,08710	0,04918	0,05984	0,06420	0,05795
21-jul-15	0,08694	0,05387	0,06009	0,06339	0,05795
22-jul-15	0,08698	0,05417	0,05958	0,06428	0,05795
23-jul-15	0,08664	0,05183	0,07306	0,06414	0,05795
24-jul-15	0,08624	0,06837	0,07952	0,06140	0,05795
27-jul-15	0,08600	0,07834	0,07842	0,06147	0,05795
28-jul-15	0,08632	0,07377	0,06297	0,06166	0,05795
29-jul-15	0,08653	0,06106	0,06072	0,06071	0,05795
30-jul-15	0,08661	0,05803	0,06169	0,06072	0,05795
31-jul-15	0,08606	0,05897	0,06570	0,06134	0,05795
3-ago-15	0,08597	0,06161	0,06116	0,06014	0,05795
4-ago-15	0,08632	0,05595	0,06164	0,05988	0,05795
5-ago-15	0,08623	0,06216	0,05927	0,06081	0,05795
6-ago-15	0,08626	0,06028	0,06537	0,06166	0,05795
7-ago-15	0,08587	0,07638	0,06980	0,06238	0,05795
10-ago-15	0,08552	0,07741	0,07305	0,05846	0,05795
11-ago-15	0,08552	0,07482	0,07328	0,05829	0,05795
12-ago-15	0,08607	0,07375	0,07252	0,05904	0,05795
13-ago-15	0,08617	0,07180	0,07191	0,05895	0,05795
14-ago-15	0,08669	0,06988	0,07189	0,05954	0,05795
17-ago-15	0,08612	0,06925	0,07065	0,05985	0,05795
18-ago-15	0,08685	0,06635	0,06670	0,06055	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
19-ago-15	0,08683	0,06429	0,06720	0,06139	0,05795
20-ago-15	0,08678	0,06553	0,06894	0,06023	0,05795
21-ago-15	0,08674	0,06512	0,06458	0,06119	0,05795
24-ago-15	0,08752	0,05997	0,05600	0,05971	0,05795
25-ago-15	0,08810	0,05113	0,05286	0,05655	0,05795
26-ago-15	0,08818	0,05044	0,04250	0,05736	0,05795
27-ago-15	0,08916	0,03856	0,05845	0,05473	0,05795
28-ago-15	0,08898	0,05023	0,05549	0,05273	0,05795
31-ago-15	0,08901	0,04814	0,05496	0,05317	0,05795
1-set-15	0,08915	0,04781	0,06423	0,05363	0,05795
2-set-15	0,08854	0,05965	0,05557	0,05311	0,05795
3-set-15	0,08921	0,05208	0,05120	0,05298	0,05795
4-set-15	0,08975	0,04710	0,05193	0,05304	0,05795
8-set-15	0,08978	0,04888	0,05180	0,05309	0,05795
9-set-15	0,08984	0,04811	0,05268	0,05378	0,05795
10-set-15	0,08995	0,05208	0,05573	0,05454	0,05795
11-set-15	0,08961	0,06533	0,05663	0,05531	0,05795
14-set-15	0,08947	0,06880	0,05610	0,05613	0,05795
15-set-15	0,09006	0,06159	0,05688	0,05588	0,05795
16-set-15	0,09002	0,06208	0,05419	0,05673	0,05795
17-set-15	0,09031	0,05239	0,05338	0,05560	0,05795
18-set-15	0,09021	0,05204	0,06764	0,05644	0,05795
21-set-15	0,08918	0,07133	0,07563	0,05505	0,05795
22-set-15	0,08852	0,08376	0,07757	0,05527	0,05795
23-set-15	0,08824	0,08670	0,08604	0,05593	0,05795
24-set-15	0,08728	0,09939	0,08540	0,05549	0,05795
25-set-15	0,08713	0,10916	0,07740	0,05633	0,05795
28-set-15	0,08743	0,09980	0,08922	0,05681	0,05795
29-set-15	0,08602	0,11718	0,09428	0,05628	0,05795
30-set-15	0,08594	0,11416	0,10927	0,05711	0,05795
1-out-15	0,08560	0,11424	0,11556	0,05646	0,05795
2-out-15	0,08532	0,11640	0,10377	0,05724	0,05795
5-out-15	0,08619	0,08869	0,10304	0,05394	0,05795
6-out-15	0,08581	0,08298	0,10311	0,05441	0,05795
7-out-15	0,08573	0,07990	0,11074	0,05519	0,05795
8-out-15	0,08563	0,08146	0,11095	0,05445	0,05795
9-out-15	0,08560	0,07891	0,11132	0,05523	0,05795
13-out-15	0,08559	0,07660	0,09305	0,05601	0,05795
14-out-15	0,08588	0,06566	0,08903	0,05285	0,05795
15-out-15	0,08563	0,06221	0,08551	0,05319	0,05795
16-out-15	0,08557	0,05904	0,08543	0,05376	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
19-out-15	0,08588	0,05810	0,08579	0,05454	0,05795
20-out-15	0,08588	0,05700	0,08373	0,05530	0,05795
21-out-15	0,08569	0,05544	0,08395	0,05593	0,05795
22-out-15	0,08511	0,05606	0,08812	0,05678	0,05795
23-out-15	0,08498	0,05865	0,08879	0,05680	0,05795
26-out-15	0,08495	0,05984	0,08340	0,05762	0,05795
27-out-15	0,08516	0,05610	0,08320	0,05821	0,05795
28-out-15	0,08503	0,05585	0,08102	0,05906	0,05795
29-out-15	0,08521	0,05393	0,05265	0,05976	0,05795
30-out-15	0,08671	0,02876	0,05107	0,05788	0,05795
3-nov-15	0,08710	0,02905	0,06350	0,05869	0,05795
4-nov-15	0,08694	0,04500	0,06352	0,05298	0,05795
5-nov-15	0,08680	0,04492	0,06334	0,05360	0,05795
6-nov-15	0,08659	0,04453	0,05343	0,05427	0,05795
9-nov-15	0,08724	0,03757	0,05582	0,05374	0,05795
10-nov-15	0,08706	0,04042	0,05611	0,05394	0,05795
11-nov-15	0,08747	0,04128	0,05344	0,05472	0,05795
12-nov-15	0,08781	0,03944	0,05453	0,05468	0,05795
13-nov-15	0,08772	0,04139	0,05465	0,05544	0,05795
16-nov-15	0,08750	0,04193	0,06201	0,05607	0,05795
17-nov-15	0,08707	0,05595	0,06286	0,05678	0,05795
18-nov-15	0,08716	0,05635	0,06186	0,05742	0,05795
19-nov-15	0,08723	0,05511	0,06883	0,05827	0,05795
23-nov-15	0,08681	0,06447	0,06919	0,05827	0,05795
24-nov-15	0,08673	0,06357	0,06926	0,05920	0,05795
25-nov-15	0,08643	0,06270	0,08333	0,06011	0,05795
27-nov-15	0,08512	0,07638	0,10170	0,05697	0,05795
30-nov-15	0,08394	0,10113	0,09107	0,05619	0,05795
1-dez-15	0,08493	0,08818	0,09083	0,05612	0,05795
2-dez-15	0,08496	0,09239	0,08985	0,05697	0,05795
3-dez-15	0,08525	0,09109	0,02861	0,05781	0,05795
4-dez-15	0,08941	0,04216	0,02461	0,05510	0,05795
7-dez-15	0,08982	0,03898	0,02343	0,05454	0,05795
8-dez-15	0,08989	0,03907	0,02319	0,05532	0,05795
9-dez-15	0,08991	0,03874	0,02417	0,05525	0,05795
10-dez-15	0,09081	0,03416	0,02610	0,05291	0,05795
11-dez-15	0,09073	0,03629	0,02966	0,05341	0,05795
14-dez-15	0,09030	0,04110	0,03026	0,05401	0,05795
15-dez-15	0,09017	0,04207	0,03019	0,05446	0,05795
16-dez-15	0,09016	0,04199	0,00138	0,05525	0,05795
17-dez-15	0,09112	0,04611	0,01983	0,05606	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS.
(continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
18-dez-15	0,09041	0,05526	-0,00352	0,05684	0,05795
21-dez-15	0,09196	0,04380	-0,00596	0,05484	0,05795
22-dez-15	0,09207	0,04411	0,00005	0,05490	0,05795
23-dez-15	0,09184	0,04651	0,00351	0,05563	0,05795
28-dez-15	0,09211	0,04680	-0,00218	0,05602	0,05795
29-dez-15	0,09199	0,04615	-0,00212	0,05675	0,05795
30-dez-15	0,09259	0,04781	0,00149	0,05761	0,05795
4-jan-16	0,09238	0,05182	0,03008	0,05828	0,05795
5-jan-16	0,09066	0,06384	0,02493	0,05611	0,05795
6-jan-16	0,09100	0,06179	0,01437	0,05684	0,05795
7-jan-16	0,09136	0,05549	0,03735	0,05682	0,05795
8-jan-16	0,08979	0,06816	0,03670	0,05543	0,05795
11-jan-16	0,08984	0,06882	0,04460	0,05625	0,05795
12-jan-16	0,08834	0,07516	0,03828	0,05617	0,05795
13-jan-16	0,08873	0,06954	0,04269	0,05659	0,05795
14-jan-16	0,08802	0,07360	0,00241	0,05668	0,05795
15-jan-16	0,08987	0,06135	0,00470	0,05687	0,05795
19-jan-16	0,08836	0,06274	0,00678	0,05579	0,05795
20-jan-16	0,08781	0,06630	0,01436	0,05604	0,05795
21-jan-16	0,08669	0,08163	0,01909	0,05647	0,05795
22-jan-16	0,08671	0,07987	0,01417	0,05734	0,05795
26-jan-16	0,08708	0,07463	0,02452	0,05799	0,05795
27-jan-16	0,08587	0,09120	0,00770	0,05799	0,05795
28-jan-16	0,08781	0,06571	0,00873	0,05680	0,05795
29-jan-16	0,08799	0,06316	0,10023	0,05755	0,05795
1-fev-16	0,08472	0,10330	0,10256	0,05282	0,05795
2-fev-16	0,08332	0,10096	0,07145	0,05352	0,05795
3-fev-16	0,08446	0,07618	0,10164	0,05062	0,05795
4-fev-16	0,08245	0,09270	0,09092	0,05054	0,05795
5-fev-16	0,08390	0,07883	0,09019	0,05019	0,05795
10-fev-16	0,08384	0,07663	0,08748	0,05073	0,05795
11-fev-16	0,08395	0,07366	0,08245	0,05130	0,05795
12-fev-16	0,08373	0,06995	0,07908	0,05105	0,05795
16-fev-16	0,08426	0,06548	0,08206	0,05149	0,05795
17-fev-16	0,08464	0,06149	0,07774	0,05112	0,05795
18-fev-16	0,08524	0,05601	0,07782	0,05141	0,05795
19-fev-16	0,08512	0,05590	0,07767	0,05204	0,05795
22-fev-16	0,08482	0,05567	0,06831	0,05273	0,05795
23-fev-16	0,08663	0,04284	0,06861	0,05105	0,05795
24-fev-16	0,08614	0,04548	0,05446	0,05132	0,05795
25-fev-16	0,08713	0,04313	0,05058	0,05181	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
26-fev-16	0,08718	0,04251	0,04475	0,05244	0,05795
29-fev-16	0,08752	0,04090	0,04481	0,05305	0,05795
1-mar-16	0,08801	0,03878	0,03750	0,05235	0,05795
2-mar-16	0,08950	0,03157	0,04685	0,05163	0,05795
3-mar-16	0,08846	0,04189	0,05750	0,05187	0,05795
4-mar-16	0,08871	0,04742	0,08714	0,04969	0,05795
7-mar-16	0,08536	0,07797	0,08755	0,04906	0,05795
8-mar-16	0,08555	0,07510	0,08719	0,04955	0,05795
9-mar-16	0,08552	0,07242	0,07782	0,05008	0,05795
10-mar-16	0,08613	0,06967	0,07946	0,05056	0,05795
11-mar-16	0,08546	0,06954	0,07795	0,05080	0,05795
14-mar-16	0,08521	0,06926	0,06115	0,05141	0,05795
15-mar-16	0,08724	0,06208	0,07621	0,05171	0,05795
16-mar-16	0,08574	0,06647	0,07127	0,05073	0,05795
17-mar-16	0,08611	0,06212	0,09766	0,05114	0,05795
18-mar-16	0,08266	0,08838	0,09296	0,04834	0,05795
21-mar-16	0,08273	0,09189	0,09164	0,04879	0,05795
22-mar-16	0,08340	0,08855	0,08555	0,04924	0,05795
23-mar-16	0,08362	0,09194	0,07556	0,04974	0,05795
24-mar-16	0,08420	0,08003	0,07672	0,04971	0,05795
28-mar-16	0,08414	0,07805	0,08939	0,05025	0,05795
29-mar-16	0,08256	0,09221	0,09078	0,05029	0,05795
30-mar-16	0,08226	0,09453	0,09119	0,05084	0,05795
31-mar-16	0,08235	0,09070	0,07826	0,05146	0,05795
1-abr-16	0,08431	0,07652	0,07621	0,05136	0,05795
4-abr-16	0,08429	0,07368	0,09090	0,05188	0,05795
5-abr-16	0,08344	0,07556	0,08782	0,05088	0,05795
6-abr-16	0,08335	0,07265	0,08410	0,05146	0,05795
7-abr-16	0,08487	0,06522	0,07650	0,05157	0,05795
8-abr-16	0,08518	0,06237	0,07987	0,05213	0,05795
11-abr-16	0,08462	0,06745	0,08121	0,05101	0,05795
12-abr-16	0,08497	0,06630	0,08166	0,05163	0,05795
13-abr-16	0,08460	0,06807	0,08680	0,05067	0,05795
14-abr-16	0,08313	0,07475	0,08532	0,05075	0,05795
15-abr-16	0,08267	0,06996	0,09311	0,05112	0,05795
18-abr-16	0,08152	0,08429	0,09257	0,05146	0,05795
19-abr-16	0,08168	0,08019	0,08722	0,05205	0,05795
20-abr-16	0,08214	0,07435	0,08634	0,05238	0,05795
22-abr-16	0,08048	0,07250	0,08538	0,05308	0,05795
25-abr-16	0,08214	0,06741	0,07923	0,05343	0,05795
26-abr-16	0,08356	0,05826	0,08808	0,05335	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
27-abr-16	0,08320	0,07429	0,08592	0,05304	0,05795
28-abr-16	0,08150	0,07465	0,08450	0,05256	0,05795
29-abr-16	0,08100	0,07280	0,08261	0,05326	0,05795
2-mai-16	0,08185	0,06897	0,08190	0,05388	0,05795
3-mai-16	0,08216	0,06568	0,09433	0,05454	0,05795
4-mai-16	0,08110	0,07071	0,08946	0,05388	0,05795
5-mai-16	0,08173	0,06926	0,08304	0,05459	0,05795
6-mai-16	0,08240	0,06013	0,08335	0,05463	0,05795
9-mai-16	0,08201	0,06066	0,09422	0,05545	0,05795
10-mai-16	0,08104	0,07074	0,10715	0,05565	0,05795
11-mai-16	0,07956	0,09382	0,10562	0,05269	0,05795
12-mai-16	0,08463	0,08934	0,11110	0,05334	0,05795
13-mai-16	0,08520	0,10125	0,08736	0,05394	0,05795
16-mai-16	0,08803	0,07692	0,08746	0,05312	0,05795
17-mai-16	0,08794	0,07903	0,08483	0,05387	0,05795
18-mai-16	0,08917	0,06946	0,08672	0,05383	0,05795
19-mai-16	0,08958	0,06812	0,09391	0,05452	0,05795
20-mai-16	0,08967	0,07510	0,09320	0,05512	0,05795
23-mai-16	0,09110	0,07051	0,09827	0,05573	0,05795
24-mai-16	0,08946	0,07497	0,09834	0,05635	0,05795
25-mai-16	0,08956	0,07321	0,09691	0,05723	0,05795
27-mai-16	0,08846	0,07102	0,09777	0,05811	0,05795
31-mai-16	0,08859	0,06782	0,08887	0,05864	0,05795
1-jun-16	0,08956	0,05692	0,08817	0,05885	0,05795
2-jun-16	0,08958	0,05979	0,07944	0,05922	0,05795
3-jun-16	0,08917	0,05645	0,07095	0,05868	0,05795
6-jun-16	0,08929	0,05183	0,06787	0,05866	0,05795
7-jun-16	0,09044	0,05133	0,06662	0,05950	0,05795
8-jun-16	0,09046	0,05498	0,08627	0,06045	0,05795
9-jun-16	0,08944	0,08602	0,08639	0,05880	0,05795
10-jun-16	0,08973	0,08010	0,06453	0,05920	0,05795
13-jun-16	0,09232	0,04910	0,06061	0,05568	0,05795
14-jun-16	0,09253	0,04806	0,07576	0,05647	0,05795
15-jun-16	0,09146	0,05917	0,07529	0,05589	0,05795
16-jun-16	0,08970	0,05877	0,06852	0,05667	0,05795
17-jun-16	0,09001	0,05487	0,06737	0,05720	0,05795
20-jun-16	0,09004	0,05404	0,06377	0,05808	0,05795
21-jun-16	0,09058	0,05210	0,05955	0,05795	0,05795
22-jun-16	0,09074	0,04906	0,06221	0,05845	0,05795
23-jun-16	0,09074	0,04977	0,04715	0,05849	0,05795
24-jun-16	0,09208	0,03762	0,05117	0,05640	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
27-jun-16	0,09241	0,03973	0,05151	0,05478	0,05795
28-jun-16	0,09216	0,03934	0,05158	0,05477	0,05795
29-jun-16	0,09206	0,04049	0,05102	0,05498	0,05795
30-jun-16	0,09248	0,04122	0,05141	0,05478	0,05795
1-jul-16	0,09234	0,04245	0,05801	0,05533	0,05795
5-jul-16	0,09174	0,05373	0,06001	0,05564	0,05795
6-jul-16	0,09083	0,05410	0,06025	0,05629	0,05795
7-jul-16	0,09082	0,05449	0,06026	0,05716	0,05795
8-jul-16	0,09082	0,05414	0,07030	0,05805	0,05795
11-jul-16	0,08989	0,06914	0,06578	0,05713	0,05795
12-jul-16	0,09023	0,06326	0,06525	0,05716	0,05795
13-jul-16	0,09037	0,06140	0,06485	0,05796	0,05795
14-jul-16	0,09017	0,05996	0,06854	0,05872	0,05795
15-jul-16	0,08987	0,06569	0,06631	0,05850	0,05795
18-jul-16	0,09046	0,07472	0,07711	0,05942	0,05795
19-jul-16	0,08895	0,09396	0,07662	0,05909	0,05795
20-jul-16	0,08885	0,10775	0,07250	0,05997	0,05795
21-jul-16	0,08916	0,10489	0,07186	0,06089	0,05795
22-jul-16	0,08890	0,10215	0,07377	0,06185	0,05795
25-jul-16	0,08869	0,10779	0,07225	0,06257	0,05795
26-jul-16	0,08865	0,10270	0,07624	0,06348	0,05795
27-jul-16	0,08820	0,10021	0,07566	0,06441	0,05795
28-jul-16	0,08728	0,09891	0,07759	0,06537	0,05795
29-jul-16	0,08811	0,09423	0,07015	0,06618	0,05795
1-ago-16	0,08827	0,08379	0,07390	0,06591	0,05795
2-ago-16	0,08819	0,07968	0,06771	0,06582	0,05795
3-ago-16	0,08864	0,06816	0,05924	0,06558	0,05795
4-ago-16	0,08861	0,06108	0,06243	0,06422	0,05795
5-ago-16	0,08745	0,06962	0,06301	0,06454	0,05795
8-ago-16	0,08749	0,06800	0,06315	0,06549	0,05795
9-ago-16	0,08748	0,06656	0,06401	0,06643	0,05795
10-ago-16	0,08747	0,06578	0,06730	0,06736	0,05795
11-ago-16	0,08721	0,06261	0,04269	0,06620	0,05795
12-ago-16	0,08842	0,03974	0,04230	0,06228	0,05795
15-ago-16	0,08860	0,04073	0,04106	0,06325	0,05795
16-ago-16	0,08880	0,04248	0,04521	0,06270	0,05795
17-ago-16	0,08857	0,04533	0,03368	0,06344	0,05795
18-ago-16	0,08889	0,03728	0,03469	0,06395	0,05795
19-ago-16	0,08865	0,03880	0,03175	0,06483	0,05795
22-ago-16	0,08862	0,04008	0,03957	0,06576	0,05795
23-ago-16	0,08865	0,04331	0,03828	0,06233	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
24-ago-16	0,08870	0,04296	0,03695	0,06319	0,05795
25-ago-16	0,08842	0,04199	0,03687	0,06390	0,05795
26-ago-16	0,08815	0,04273	0,03644	0,06486	0,05795
29-ago-16	0,08783	0,04456	0,03824	0,06582	0,05795
30-ago-16	0,08776	0,04788	0,03875	0,06462	0,05795
31-ago-16	0,08740	0,04832	0,03254	0,06557	0,05795
1-set-16	-	0,04072	0,02584	0,06513	0,05795
2-set-16	-	0,03777	0,05414	0,06581	0,05795
6-set-16	-	0,07361	0,05006	0,06221	0,05795
8-set-16	-	0,06825	0,04979	0,06270	0,05795
9-set-16	-	0,06879	0,05679	0,06366	0,05795
12-set-16	-	0,06065	0,04990	0,05689	0,05795
13-set-16	-	0,05637	0,05790	0,05742	0,05795
14-set-16	-	0,05822	0,05977	0,05516	0,05795
15-set-16	-	0,05958	0,05239	0,05596	0,05795
16-set-16	-	0,05398	0,05518	0,05613	0,05795
19-set-16	-	0,05496	0,05771	0,05627	0,05795
20-set-16	-	0,05792	0,05617	0,05707	0,05795
21-set-16	-	0,05617	0,05330	0,05781	0,05795
22-set-16	-	0,05319	0,05672	0,05821	0,05795
23-set-16	-	0,05730	0,05171	0,05869	0,05795
26-set-16	-	0,05574	0,04931	0,05947	0,05795
27-set-16	-	0,05169	0,05232	0,05972	0,05795
28-set-16	-	0,05714	0,04905	0,06052	0,05795
29-set-16	-	0,05419	0,03791	0,05997	0,05795
30-set-16	-	0,04207	0,03787	0,05931	0,05795
3-out-16	-	0,04341	0,03037	0,06025	0,05795
4-out-16	-	0,03842	0,03333	0,05939	0,05795
5-out-16	-	0,04288	0,03604	0,06030	0,05795
6-out-16	-	0,04705	0,03426	0,05999	0,05795
7-out-16	-	0,04567	0,03332	0,06073	0,05795
10-out-16	-	0,04517	0,03513	0,06137	0,05795
11-out-16	-	0,04899	0,04008	0,06183	0,05795
13-out-16	-	0,05186	0,04014	0,06197	0,05795
14-out-16	-	0,05166	0,04552	0,06294	0,05795
17-out-16	-	0,06155	0,04787	0,06311	0,05795
18-out-16	-	0,06444	0,05312	0,06247	0,05795
19-out-16	-	0,07167	0,05129	0,06147	0,05795
20-out-16	-	0,06871	0,05130	0,06228	0,05795
21-out-16	-	0,06814	0,05132	0,06308	0,05795
24-out-16	-	0,06767	0,05012	0,06393	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
25-out-16	-	0,06697	0,04894	0,06489	0,05795
26-out-16	-	0,06483	0,04765	0,06573	0,05795
27-out-16	-	0,06479	0,04905	0,06666	0,05795
28-out-16	-	0,06908	0,04769	0,06716	0,05795
31-out-16	-	0,07370	0,04930	0,06807	0,05795
1-nov-16	-	0,07769	0,04089	0,06796	0,05795
3-nov-16	-	0,05249	0,06935	0,06288	0,05795
4-nov-16	-	0,07470	0,06979	0,05974	0,05795
7-nov-16	-	0,07258	0,01988	0,06064	0,05795
8-nov-16	-	0,03048	0,01993	0,05521	0,05795
9-nov-16	-	0,03135	0,02748	0,05604	0,05795
10-nov-16	-	0,03656	0,05783	0,05621	0,05795
11-nov-16	-	0,06246	0,07031	0,05403	0,05795
14-nov-16	-	0,06950	0,06144	0,05257	0,05795
16-nov-16	-	0,06864	0,05658	0,05318	0,05795
17-nov-16	-	0,06235	0,05147	0,05328	0,05795
18-nov-16	-	0,05730	0,05023	0,05346	0,05795
21-nov-16	-	0,05634	0,03596	0,05420	0,05795
22-nov-16	-	0,04676	0,04404	0,05421	0,05795
23-nov-16	-	0,05194	0,04417	0,05452	0,05795
25-nov-16	-	0,05322	0,04426	0,05533	0,05795
28-nov-16	-	0,05324	0,04525	0,05600	0,05795
29-nov-16	-	0,04985	0,03235	0,05553	0,05795
30-nov-16	-	0,03943	0,03356	0,05397	0,05795
1-dez-16	-	0,03904	0,03028	0,05425	0,05795
2-dez-16	-	0,03578	0,03233	0,05206	0,05795
5-dez-16	-	0,03650	0,03572	0,05247	0,05795
6-dez-16	-	0,04242	0,03826	0,05305	0,05795
7-dez-16	-	0,04199	0,03813	0,05298	0,05795
8-dez-16	-	0,04159	0,03554	0,05367	0,05795
9-dez-16	-	0,04014	0,03322	0,05409	0,05795
12-dez-16	-	0,04194	0,02750	0,05485	0,05795
13-dez-16	-	0,03645	0,02546	0,05438	0,05795
14-dez-16	-	0,03891	0,02618	0,05518	0,05795
15-dez-16	-	0,03961	0,02836	0,05505	0,05795
16-dez-16	-	0,04160	0,02828	0,05586	0,05795
19-dez-16	-	0,04191	0,03239	0,05672	0,05795
20-dez-16	-	0,04560	0,03238	0,05590	0,05795
21-dez-16	-	0,04496	0,03486	0,05655	0,05795
22-dez-16	-	0,04977	0,03517	0,05743	0,05795
23-dez-16	-	0,04968	0,02696	0,05812	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
27-dez-16	-	0,04366	0,03650	0,05845	0,05795
28-dez-16	-	0,05356	0,02787	0,05863	0,05795
29-dez-16	-	0,04388	0,03070	0,05808	0,05795
3-jan-17	-	0,04742	0,04416	0,05878	0,05795
4-jan-17	-	0,05952	0,04419	0,05689	0,05795
5-jan-17	-	0,05836	0,04266	0,05771	0,05795
6-jan-17	-	0,05579	0,03840	0,05839	0,05795
9-jan-17	-	0,05284	0,03927	0,05908	0,05795
10-jan-17	-	0,05488	0,04305	0,06002	0,05795
11-jan-17	-	0,06185	0,04277	0,06073	0,05795
12-jan-17	-	0,06038	0,05449	0,06156	0,05795
13-jan-17	-	0,07225	0,04713	0,05926	0,05795
17-jan-17	-	0,07050	0,05186	0,06006	0,05795
18-jan-17	-	0,07756	0,05076	0,06037	0,05795
19-jan-17	-	0,07446	0,05094	0,06125	0,05795
20-jan-17	-	0,07189	0,05061	0,06213	0,05795
23-jan-17	-	0,07046	0,05487	0,06258	0,05795
24-jan-17	-	0,07540	0,05584	0,06118	0,05795
26-jan-17	-	0,07365	0,05421	0,06214	0,05795
27-jan-17	-	0,07019	0,05471	0,06293	0,05795
30-jan-17	-	0,06846	0,04440	0,06384	0,05795
31-jan-17	-	0,04988	0,04671	0,05997	0,05795
1-fev-17	-	0,05522	0,04628	0,06076	0,05795
2-fev-17	-	0,05448	0,04290	0,06170	0,05795
3-fev-17	-	0,05291	0,04429	0,06253	0,05795
6-fev-17	-	0,05624	0,04689	0,06328	0,05795
7-fev-17	-	0,05400	0,04659	0,06248	0,05795
8-fev-17	-	0,05388	0,04599	0,06339	0,05795
9-fev-17	-	0,05438	0,04600	0,06363	0,05795
10-fev-17	-	0,05466	0,03660	0,06457	0,05795
13-fev-17	-	0,04532	0,04536	0,06301	0,05795
14-fev-17	-	0,06267	0,03884	0,06281	0,05795
15-fev-17	-	0,06182	0,03386	0,06364	0,05795
16-fev-17	-	0,05648	0,03677	0,06202	0,05795
17-fev-17	-	0,05716	0,03476	0,06293	0,05795
21-fev-17	-	0,05769	0,04437	0,06388	0,05795
22-fev-17	-	0,07222	0,03277	0,06212	0,05795
23-fev-17	-	0,06720	0,03673	0,06272	0,05795
24-fev-17	-	0,06090	0,01697	0,06168	0,05795
1-mar-17	-	0,04547	0,01693	0,06164	0,05795
2-mar-17	-	0,04761	0,02978	0,06246	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
3-mar-17	-	0,05069	0,03607	0,06136	0,05795
6-mar-17	-	0,06081	0,04068	0,06112	0,05795
7-mar-17	-	0,06135	0,03946	0,06176	0,05795
8-mar-17	-	0,05623	0,05194	0,06211	0,05795
9-mar-17	-	0,06201	0,05253	0,06135	0,05795
10-mar-17	-	0,06155	0,05253	0,06228	0,05795
13-mar-17	-	0,06119	0,04069	0,06324	0,05795
14-mar-17	-	0,05268	0,04504	0,06292	0,05795
15-mar-17	-	0,05286	0,03505	0,06259	0,05795
16-mar-17	-	0,04501	0,03045	0,06006	0,05795
17-mar-17	-	0,04176	0,04289	0,06071	0,05795
20-mar-17	-	0,04738	0,03781	0,05853	0,05795
21-mar-17	-	0,04481	0,05512	0,05897	0,05795
22-mar-17	-	0,05648	0,05643	0,05630	0,05795
23-mar-17	-	0,05766	0,05559	0,05693	0,05795
24-mar-17	-	0,05872	0,05361	0,05782	0,05795
27-mar-17	-	0,05708	0,04551	0,05864	0,05795
28-mar-17	-	0,05451	0,04364	0,05935	0,05795
29-mar-17	-	0,05288	0,03200	0,06017	0,05795
30-mar-17	-	0,04317	0,02767	0,06012	0,05795
31-mar-17	-	0,04223	0,02531	0,06096	0,05795
3-abr-17	-	0,04113	0,01906	0,06178	0,05795
4-abr-17	-	0,04331	0,02093	0,06268	0,05795
5-abr-17	-	0,04479	0,02231	0,06314	0,05795
6-abr-17	-	0,04550	0,01810	0,06231	0,05795
7-abr-17	-	0,04213	0,01940	0,06269	0,05795
10-abr-17	-	0,04357	0,01932	0,06344	0,05795
11-abr-17	-	0,04417	0,01865	0,06440	0,05795
12-abr-17	-	0,04398	0,01756	0,06515	0,05795
13-abr-17	-	0,04298	0,01633	0,06553	0,05795
17-abr-17	-	0,03983	0,00734	0,06386	0,05795
18-abr-17	-	0,02781	0,00725	0,06082	0,05795
19-abr-17	-	0,02926	0,00903	0,06173	0,05795
20-abr-17	-	0,03208	0,00791	0,06171	0,05795
24-abr-17	-	0,03214	0,00925	0,06248	0,05795
25-abr-17	-	0,03354	0,00233	0,06278	0,05795
26-abr-17	-	0,02704	0,00087	0,06277	0,05795
27-abr-17	-	0,02766	0,00139	0,06356	0,05795
28-abr-17	-	0,03019	0,01263	0,06444	0,05795
2-mai-17	-	0,04521	0,01771	0,06435	0,05795
3-mai-17	-	0,04681	0,01159	0,06222	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
4-mai-17	-	0,04190	0,02663	0,06250	0,05795
5-mai-17	-	0,05591	0,03580	0,06102	0,05795
8-mai-17	-	0,06517	0,03655	0,06098	0,05795
9-mai-17	-	0,06459	0,03868	0,06188	0,05795
10-mai-17	-	0,06482	0,03643	0,06199	0,05795
11-mai-17	-	0,05932	0,03615	0,06129	0,05795
12-mai-17	-	0,05833	0,04301	0,06221	0,05795
15-mai-17	-	0,06934	0,04390	0,06249	0,05795
16-mai-17	-	0,07264	0,04413	0,06338	0,05795
17-mai-17	-	0,07268	0,04489	0,06429	0,05795
18-mai-17	-	0,06682	0,23892	0,06289	0,05795
19-mai-17	-	0,32557	0,25266	0,04841	0,05795
22-mai-17	-	0,33027	0,25283	0,04871	0,05795
23-mai-17	-	0,31329	0,24918	0,04903	0,05795
24-mai-17	-	0,29447	0,25083	0,04935	0,05795
25-mai-17	-	0,28215	0,25083	0,04981	0,05795
26-mai-17	-	0,26838	0,25447	0,05036	0,05795
30-mai-17	-	0,26060	0,25440	0,05076	0,05795
31-mai-17	-	0,24729	0,24382	0,05137	0,05795
1-jun-17	-	0,22501	0,23930	0,05148	0,05795
2-jun-17	-	0,21756	0,24062	0,05207	0,05795
5-jun-17	-	0,21045	0,24072	0,05274	0,05795
6-jun-17	-	0,21319	0,23842	0,05346	0,05795
7-jun-17	-	0,20028	0,23830	0,05409	0,05795
8-jun-17	-	0,18968	0,24265	0,05486	0,05795
9-jun-17	-	0,19086	0,23651	0,05554	0,05795
12-jun-17	-	0,17784	0,23860	0,05613	0,05795
13-jun-17	-	0,17203	0,23695	0,05675	0,05795
14-jun-17	-	0,16386	0,23795	0,05762	0,05795
16-jun-17	-	0,15792	0,23664	0,05853	0,05795
19-jun-17	-	0,14812	0,23431	0,05933	0,05795
20-jun-17	-	0,13905	0,22085	0,06009	0,05795
21-jun-17	-	0,12071	0,22147	0,05885	0,05795
22-jun-17	-	0,11763	0,22059	0,05979	0,05795
23-jun-17	-	0,11401	0,22195	0,06038	0,05795
26-jun-17	-	0,11418	0,20378	0,06127	0,05795
27-jun-17	-	0,09784	0,20206	0,06032	0,05795
28-jun-17	-	0,09312	0,19588	0,06084	0,05795
29-jun-17	-	0,09027	0,19618	0,06163	0,05795
30-jun-17	-	0,08760	0,20011	0,06252	0,05795
3-jul-17	-	0,09395	0,19732	0,06271	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
4-jul-17	-	0,08846	0,19828	0,06342	0,05795
5-jul-17	-	0,08841	0,20091	0,06438	0,05795
6-jul-17	-	0,09749	0,19760	0,06532	0,05795
7-jul-17	-	0,09370	0,19758	0,06509	0,05795
10-jul-17	-	0,09065	0,19344	0,06597	0,05795
11-jul-17	-	0,08362	0,18468	0,06570	0,05795
12-jul-17	-	0,07295	0,19174	0,06514	0,05795
13-jul-17	-	0,08571	0,18869	0,06397	0,05795
14-jul-17	-	0,08157	0,18957	0,06472	0,05795
17-jul-17	-	0,08114	0,18958	0,06556	0,05795
18-jul-17	-	0,08008	0,18961	0,06636	0,05795
19-jul-17	-	0,07821	0,18840	0,06726	0,05795
20-jul-17	-	0,07577	0,18979	0,06809	0,05795
21-jul-17	-	0,07776	0,18727	0,06878	0,05795
24-jul-17	-	0,07452	0,18511	0,06941	0,05795
25-jul-17	-	0,07002	0,17678	0,06976	0,05795
26-jul-17	-	0,06038	0,16888	0,06963	0,05795
27-jul-17	-	0,05721	0,17257	0,06906	0,05795
28-jul-17	-	0,06594	0,17255	0,06972	0,05795
31-jul-17	-	0,06454	0,17244	0,07043	0,05795
1-ago-17	-	0,06354	0,16639	0,07069	0,05795
2-ago-17	-	0,05613	0,16763	0,07038	0,05795
3-ago-17	-	0,05863	0,16140	0,07004	0,05795
4-ago-17	-	0,05530	0,16141	0,07042	0,05795
7-ago-17	-	0,05542	0,16095	0,07120	0,05795
8-ago-17	-	0,06024	0,16249	0,06874	0,05795
9-ago-17	-	0,06177	0,16452	0,06960	0,05795
10-ago-17	-	0,06497	0,15697	0,07026	0,05795
11-ago-17	-	0,06117	0,15886	0,06960	0,05795
14-ago-17	-	0,06408	0,14311	0,07007	0,05795
15-ago-17	-	0,04873	0,14380	0,06851	0,05795
16-ago-17	-	0,05000	0,14520	0,06938	0,05795
17-ago-17	-	0,05463	0,15126	0,07009	0,05795
18-ago-17	-	0,06673	0,14235	0,06971	0,05795
21-ago-17	-	0,05639	0,13974	0,06906	0,05795
22-ago-17	-	0,05594	0,12238	0,06990	0,05795
23-ago-17	-	0,04068	0,12243	0,06609	0,05795
24-ago-17	-	0,04099	0,12627	0,06660	0,05795
25-ago-17	-	0,04741	0,12586	0,06666	0,05795
28-ago-17	-	0,04793	0,12104	0,06757	0,05795
29-ago-17	-	0,04978	0,12007	0,06846	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
30-ago-17	-	0,04818	0,11312	0,06912	0,05795
31-ago-17	-	0,04537	0,11245	0,06942	0,05795
1-set-17	-	0,04591	0,13172	0,07025	0,05795
5-set-17	-	0,08034	0,13273	0,06810	0,05795
6-set-17	-	0,09157	0,14502	0,06889	0,05795
8-set-17	-	0,10843	0,11888	0,06633	0,05795
11-set-17	-	0,11128	0,13222	0,06702	0,05795
12-set-17	-	0,12523	0,13347	0,06509	0,05795
13-set-17	-	0,12246	0,13345	0,06597	0,05795
14-set-17	-	0,11867	0,13183	0,06681	0,05795
15-set-17	-	0,11245	0,14483	0,06768	0,05795
18-set-17	-	0,12936	0,14428	0,06627	0,05795
19-set-17	-	0,13149	0,14586	0,06712	0,05795
20-set-17	-	0,12436	0,14206	0,06803	0,05795
21-set-17	-	0,12453	0,14701	0,06893	0,05795
22-set-17	-	0,11870	0,14095	0,06939	0,05795
25-set-17	-	0,11257	0,14853	0,07011	0,05795
26-set-17	-	0,10767	0,14872	0,06874	0,05795
27-set-17	-	0,10214	0,14906	0,06957	0,05795
28-set-17	-	0,09502	0,15101	0,06969	0,05795
29-set-17	-	0,09152	0,15089	0,07037	0,05795
2-out-17	-	0,09398	0,15089	0,06988	0,05795
3-out-17	-	0,09085	0,13437	0,07071	0,05795
4-out-17	-	0,09143	0,13442	0,06149	0,05795
5-out-17	-	0,08771	0,13498	0,06242	0,05795
6-out-17	-	0,08467	0,14296	0,06339	0,05795
9-out-17	-	0,08835	0,14296	0,06388	0,05795
10-out-17	-	0,08441	0,12774	0,06467	0,05795
11-out-17	-	0,07247	0,12400	0,06363	0,05795
13-out-17	-	0,07063	0,12192	0,06450	0,05795
16-out-17	-	0,06776	0,12397	0,06531	0,05795
17-out-17	-	0,06800	0,12363	0,06624	0,05795
18-out-17	-	0,06559	0,12055	0,06628	0,05795
19-out-17	-	0,06256	0,12142	0,06696	0,05795
20-out-17	-	0,06213	0,11911	0,06767	0,05795
23-out-17	-	0,07967	0,10671	0,06856	0,05795
24-out-17	-	0,06968	0,10698	0,06740	0,05795
25-out-17	-	0,06758	0,10935	0,06666	0,05795
26-out-17	-	0,06911	0,10412	0,06742	0,05795
27-out-17	-	0,06419	0,10433	0,06712	0,05795
30-out-17	-	0,06367	0,08607	0,06803	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
31-out-17	-	0,04911	0,08371	0,06617	0,05795
1-nov-17	-	0,04718	0,08756	0,06662	0,05795
3-nov-17	-	0,05164	0,08407	0,06705	0,05795
6-nov-17	-	0,05402	0,08458	0,06796	0,05795
7-nov-17	-	0,05422	0,07922	0,06853	0,05795
8-nov-17	-	0,05000	0,07249	0,06295	0,05795
9-nov-17	-	0,04517	0,06477	0,05943	0,05795
10-nov-17	-	0,04014	0,07015	0,05851	0,05795
13-nov-17	-	0,04668	0,07017	0,05889	0,05795
14-nov-17	-	0,04658	0,06538	0,05974	0,05795
16-nov-17	-	0,04332	0,05717	0,05812	0,05795
17-nov-17	-	0,03776	0,05792	0,05680	0,05795
21-nov-17	-	0,03851	0,06130	0,05710	0,05795
22-nov-17	-	0,04173	0,06119	0,05707	0,05795
24-nov-17	-	0,04200	0,05886	0,05796	0,05795
27-nov-17	-	0,04129	0,06057	0,05877	0,05795
28-nov-17	-	0,04807	0,06086	0,05969	0,05795
29-nov-17	-	0,04856	0,06773	0,06064	0,05795
30-nov-17	-	0,05647	0,06347	0,05944	0,05795
1-dez-17	-	0,05245	0,05947	0,05982	0,05795
4-dez-17	-	0,05186	0,05534	0,06069	0,05795
5-dez-17	-	0,04749	0,05327	0,06089	0,05795
6-dez-17	-	0,04612	0,05394	0,06147	0,05795
7-dez-17	-	0,04603	0,06184	0,06181	0,05795
8-dez-17	-	0,05882	0,06473	0,06196	0,05795
11-dez-17	-	0,06191	0,06320	0,06286	0,05795
12-dez-17	-	0,06624	0,06162	0,06382	0,05795
13-dez-17	-	0,06033	0,05777	0,06326	0,05795
14-dez-17	-	0,05684	0,05950	0,06302	0,05795
15-dez-17	-	0,05969	0,06100	0,06362	0,05795
18-dez-17	-	0,06031	0,06010	0,06454	0,05795
19-dez-17	-	0,05764	0,05772	0,06508	0,05795
20-dez-17	-	0,05536	0,05145	0,06567	0,05795
21-dez-17	-	0,04839	0,04448	0,06576	0,05795
22-dez-17	-	0,03634	0,04468	0,06198	0,05795
26-dez-17	-	0,03763	0,05373	0,06295	0,05795
27-dez-17	-	0,05583	0,05790	0,06356	0,05795
28-dez-17	-	0,06593	0,06005	0,06434	0,05795
2-jan-18	-	0,07025	0,07379	0,06515	0,05795
3-jan-18	-	0,08389	0,07267	0,06294	0,05795
4-jan-18	-	0,08471	0,07128	0,06390	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
5-jan-18	-	0,08011	0,06968	0,06430	0,05795
8-jan-18	-	0,07553	0,06924	0,06501	0,05795
9-jan-18	-	0,07234	0,07111	0,06584	0,05795
10-jan-18	-	0,07149	0,06792	0,06632	0,05795
11-jan-18	-	0,06652	0,06741	0,06647	0,05795
12-jan-18	-	0,06432	0,06633	0,06523	0,05795
16-jan-18	-	0,06382	0,06839	0,06618	0,05795
17-jan-18	-	0,06807	0,06736	0,06675	0,05795
18-jan-18	-	0,06583	0,06672	0,06486	0,05795
19-jan-18	-	0,06414	0,06676	0,06573	0,05795
22-jan-18	-	0,06395	0,06445	0,06658	0,05795
23-jan-18	-	0,06028	0,06936	0,06719	0,05795
24-jan-18	-	0,06338	0,06427	0,06642	0,05795
26-jan-18	-	0,05626	0,07848	0,05811	0,05795
29-jan-18	-	0,07537	0,08259	0,05706	0,05795
30-jan-18	-	0,07556	0,08162	0,05756	0,05795
31-jan-18	-	0,07333	0,08236	0,05844	0,05795
1-fev-18	-	0,07514	0,07847	0,05925	0,05795
2-fev-18	-	0,07210	0,08055	0,05996	0,05795
5-fev-18	-	0,07107	0,08410	0,05933	0,05795
6-fev-18	-	0,07172	0,07492	0,05721	0,05795
7-fev-18	-	0,06157	0,07372	0,05596	0,05795
8-fev-18	-	0,05963	0,07147	0,05621	0,05795
9-fev-18	-	0,05693	0,07045	0,05630	0,05795
14-fev-18	-	0,05543	0,05741	0,05695	0,05795
15-fev-18	-	0,04379	0,05728	0,05457	0,05795
16-fev-18	-	0,04370	0,05771	0,05517	0,05795
20-fev-18	-	0,04653	0,05965	0,05599	0,05795
21-fev-18	-	0,04896	0,05968	0,05612	0,05795
22-fev-18	-	0,04910	0,05990	0,05696	0,05795
23-fev-18	-	0,04958	0,06166	0,05765	0,05795
26-fev-18	-	0,05393	0,06178	0,05836	0,05795
27-fev-18	-	0,05433	0,06331	0,05921	0,05795
28-fev-18	-	0,05493	0,03839	0,05979	0,05795
1-mar-18	-	0,03474	0,03892	0,05898	0,05795
2-mar-18	-	0,03717	0,03637	0,05992	0,05795
5-mar-18	-	0,03657	0,03583	0,06077	0,05795
6-mar-18	-	0,03698	0,03648	0,06168	0,05795
7-mar-18	-	0,03834	0,03628	0,06251	0,05795
8-mar-18	-	0,03903	0,03371	0,06344	0,05795
9-mar-18	-	0,03748	0,03866	0,06411	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
12-mar-18	-	0,04449	0,04011	0,06296	0,05795
13-mar-18	-	0,04765	0,03812	0,06365	0,05795
14-mar-18	-	0,04570	0,03839	0,06430	0,05795
15-mar-18	-	0,04587	0,03392	0,06511	0,05795
16-mar-18	-	0,03943	0,03401	0,06446	0,05795
19-mar-18	-	0,04045	0,03261	0,06541	0,05795
20-mar-18	-	0,03773	0,03360	0,06506	0,05795
21-mar-18	-	0,04065	0,02935	0,06594	0,05795
22-mar-18	-	0,03797	0,02838	0,06597	0,05795
23-mar-18	-	0,03823	0,02687	0,06684	0,05795
26-mar-18	-	0,03712	0,03064	0,06750	0,05795
27-mar-18	-	0,04513	0,02683	0,06762	0,05795
28-mar-18	-	0,03682	0,02700	0,06600	0,05795
29-mar-18	-	0,03852	0,02731	0,06694	0,05795
2-abr-18	-	0,04199	0,03214	0,06476	0,05795
3-abr-18	-	0,04643	0,03200	0,06507	0,05795
4-abr-18	-	0,04726	0,03257	0,06601	0,05795
5-abr-18	-	0,04766	0,02080	0,06684	0,05795
6-abr-18	-	0,03821	0,01620	0,06670	0,05795
9-abr-18	-	0,03579	0,03648	0,06737	0,05795
10-abr-18	-	0,05681	0,02375	0,06494	0,05795
11-abr-18	-	0,04515	0,02298	0,06409	0,05795
12-abr-18	-	0,04458	0,02246	0,06442	0,05795
13-abr-18	-	0,04467	0,01962	0,06534	0,05795
16-abr-18	-	0,04047	0,02906	0,06467	0,05795
17-abr-18	-	0,04893	0,02814	0,06302	0,05795
18-abr-18	-	0,04671	0,01789	0,06239	0,05795
19-abr-18	-	0,03546	0,01792	0,06073	0,05795
20-abr-18	-	0,03642	0,02048	0,06170	0,05795
23-abr-18	-	0,04098	0,02048	0,06258	0,05795
24-abr-18	-	0,04199	0,02137	0,06355	0,05795
25-abr-18	-	0,04431	0,02698	0,06449	0,05795
26-abr-18	-	0,05522	0,03223	0,06521	0,05795
27-abr-18	-	0,05533	0,03203	0,06399	0,05795
30-abr-18	-	0,05626	0,02627	0,06495	0,05795
2-mai-18	-	0,05472	0,04443	0,06575	0,05795
3-mai-18	-	0,07397	0,04101	0,06363	0,05795
4-mai-18	-	0,06720	0,04098	0,06281	0,05795
7-mai-18	-	0,06588	0,04618	0,06374	0,05795
8-mai-18	-	0,07991	0,04465	0,06449	0,05795
9-mai-18	-	0,07690	0,03767	0,06538	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
10-mai-18	-	0,06326	0,03173	0,06411	0,05795
11-mai-18	-	0,05044	0,03000	0,06231	0,05795
14-mai-18	-	0,04982	0,03003	0,06285	0,05795
15-mai-18	-	0,05010	0,03092	0,06382	0,05795
16-mai-18	-	0,05295	0,00564	0,06477	0,05795
17-mai-18	-	0,02514	0,03231	0,06344	0,05795
18-mai-18	-	0,05372	0,03756	0,05776	0,05795
21-mai-18	-	0,06395	0,04550	0,05848	0,05795
22-mai-18	-	0,07449	0,02536	0,05832	0,05795
23-mai-18	-	0,06512	0,01149	0,05867	0,05795
24-mai-18	-	0,05563	0,01504	0,05735	0,05795
25-mai-18	-	0,06258	0,01262	0,05789	0,05795
29-mai-18	-	0,06194	0,00711	0,05779	0,05795
30-mai-18	-	0,05459	0,02101	0,05448	0,05795
1-jun-18	-	0,05905	0,02155	0,05508	0,05795
4-jun-18	-	0,05695	0,02511	0,05580	0,05795
5-jun-18	-	0,05241	0,02046	0,05571	0,05795
6-jun-18	-	0,04966	0,02362	0,05476	0,05795
7-jun-18	-	0,06023	0,07287	0,05543	0,05795
8-jun-18	-	0,12789	0,07956	0,05394	0,05795
11-jun-18	-	0,13881	0,07870	0,05435	0,05795
12-jun-18	-	0,13268	0,07946	0,05494	0,05795
13-jun-18	-	0,12492	0,08020	0,05566	0,05795
14-jun-18	-	0,12408	0,08128	0,05626	0,05795
15-jun-18	-	0,12447	0,08364	0,05678	0,05795
18-jun-18	-	0,12955	0,08999	0,05733	0,05795
19-jun-18	-	0,14250	0,08288	0,05750	0,05795
20-jun-18	-	0,11588	0,09134	0,05650	0,05795
21-jun-18	-	0,11061	0,06664	0,05702	0,05795
22-jun-18	-	0,08855	0,07256	0,05522	0,05795
25-jun-18	-	0,08551	0,07431	0,05586	0,05795
26-jun-18	-	0,08191	0,08191	0,05666	0,05795
27-jun-18	-	0,08329	0,07199	0,05740	0,05795
28-jun-18	-	0,07496	0,07528	0,05778	0,05795
29-jun-18	-	0,06975	0,09271	0,05760	0,05795
2-jul-18	-	0,08468	0,09369	0,05773	0,05795
3-jul-18	-	0,08388	0,10391	0,05864	0,05795
5-jul-18	-	0,09208	0,10680	0,05897	0,05795
6-jul-18	-	0,08948	0,10863	0,05921	0,05795
10-jul-18	-	0,08785	0,10971	0,05997	0,05795
11-jul-18	-	0,08710	0,10374	0,06089	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (continua)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
12-jul-18	-	0,08127	0,07869	0,06159	0,05795
13-jul-18	-	0,05501	0,08044	0,06023	0,05795
16-jul-18	-	0,05510	0,08116	0,06066	0,05795
17-jul-18	-	0,05617	0,09075	0,06162	0,05795
18-jul-18	-	0,06413	0,08724	0,06032	0,05795
19-jul-18	-	0,06180	0,08712	0,06068	0,05795
20-jul-18	-	0,06100	0,09052	0,06163	0,05795
23-jul-18	-	0,06277	0,09031	0,06134	0,05795
24-jul-18	-	0,06279	0,08501	0,06193	0,05795
25-jul-18	-	0,05446	0,08495	0,06145	0,05795
26-jul-18	-	0,05248	0,08868	0,06127	0,05795
27-jul-18	-	0,05882	0,08801	0,06154	0,05795
30-jul-18	-	0,05648	0,08825	0,06229	0,05795
31-jul-18	-	0,05559	0,06997	0,06308	0,05795
1-ago-18	-	0,04365	0,07028	0,06269	0,05795
2-ago-18	-	0,04494	0,07074	0,06366	0,05795
3-ago-18	-	0,04560	0,07225	0,06448	0,05795
6-ago-18	-	0,04606	0,07107	0,06159	0,05795
7-ago-18	-	0,04622	0,07180	0,06239	0,05795
8-ago-18	-	0,04879	0,06686	0,06278	0,05795
9-ago-18	-	0,04636	0,06633	0,06209	0,05795
10-ago-18	-	0,04680	0,07712	0,06288	0,05795
13-ago-18	-	0,06611	0,07002	0,05883	0,05795
14-ago-18	-	0,05902	0,07532	0,05898	0,05795
15-ago-18	-	0,06210	0,07620	0,05894	0,05795
16-ago-18	-	0,06447	0,07327	0,05810	0,05795
17-ago-18	-	0,06558	0,07460	0,05896	0,05795
20-ago-18	-	0,06642	0,07132	0,05935	0,05795
21-ago-18	-	0,06519	0,06540	0,06022	0,05795
22-ago-18	-	0,05880	0,05492	0,05987	0,05795
23-ago-18	-	0,04668	0,06603	0,05826	0,05795
24-ago-18	-	0,06304	0,06574	0,05796	0,05795
27-ago-18	-	0,06051	0,06821	0,05858	0,05795
28-ago-18	-	0,05818	0,06649	0,05747	0,05795
29-ago-18	-	0,05661	0,06396	0,05822	0,05795
30-ago-18	-	0,05253	0,05276	0,05853	0,05795
31-ago-18	-	0,04426	0,05379	0,05677	0,05795

Tabela A – Beta condicional estimado para cada modelo de séries temporais versus o beta incondicional para o mercado brasileiro, expurgados os 50 primeiros resultados – RR, GARCH, SS, EE e OLS. (conclusão)

DATA	RR	GARCH	EE	SS	OLS
4-set-18	-	0,04511	0,05539	0,05762	0,05795
5-set-18	-	0,04874	0,05555	0,05607	0,05795
6-set-18	-	0,04835	0,05307	0,05685	0,05795
10-set-18	-	0,04464	0,05297	0,05663	0,05795
11-set-18	-	0,04573	0,05602	0,05752	0,05795
12-set-18	-	0,05172	0,06023	0,05636	0,05795
13-set-18	-	0,05594	0,05844	0,05710	0,05795
14-set-18	-	0,05418	0,05276	0,05785	0,05795
17-set-18	-	0,04986	0,05270	0,05835	0,05795
18-set-18	-	0,04743	0,05454	0,05788	0,05795
19-set-18	-	0,04716	0,05323	0,05721	0,05795
20-set-18	-	0,04723	0,05306	0,05810	0,05795
21-set-18	-	0,04733	0,04978	0,05901	0,05795
24-set-18	-	0,04265	0,04687	0,05859	0,05795
25-set-18	-	0,04143	0,04258	0,05797	0,05795
26-set-18	-	0,03864	0,04298	0,05859	0,05795
27-set-18	-	0,04080	0,04164	0,05952	0,05795
28-set-18	-	0,03736	0,03536	0,05901	0,05795