



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

**LUCAS CAMILLO RIBEIRO DA SILVEIRA**

**MODELAGEM DE APREÇAMENTO DE ÍNDICES SETORIAIS NO BRASIL**

**FORTALEZA**

**2019**

**LUCAS CAMILLO RIBEIRO DA SILVEIRA**

**MODELAGEM DE APREÇAMENTO DE ÍNDICES SETORIAIS NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos.

**FORTALEZA**

**2019**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

S589m Silveira, Lucas Camillo Ribeiro da.

MODELAGEM DE APREÇAMENTO DE ÍNDICES SETORIAIS NO BRASIL / Lucas Camillo Ribeiro da Silveira. – 2019.

42 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2019.

Orientação: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos.

1. CAPM. 2. Quebras Estruturais. 3. Apreçamento. 4. Índices Setoriais. 5. Séries Temporais. I. Título.  
CDD

---

**LUCAS CAMILLO RIBEIRO DA SILVEIRA**

**MODELAGEM DE APREÇAMENTO DE ÍNDICES SETORIAIS NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: \_\_\_/\_\_\_/\_\_\_\_\_.

**BANCA EXAMINADORA**

---

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

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Aos meus pais e minha esposa.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao Prof. Dr. Paulo Matos, pela orientação e compartilhamento de seu conhecimento e experiência.

Aos professores participantes da banca examinadora, Dr. Fabrício Carneiro Linhares e Dr. Roberto Tatiwa Ferreira, pelo tempo, colaborações e sugestões.

Aos colegas da turma de mestrado, pelas discussões e experiências trocadas em sala de aula.

## RESUMO

Este trabalho buscou realizar modelagem de apreçamento dos índices setoriais da Bolsa de Valores brasileira. Partiu-se dos modelos CAPM e do proposto por Treynor e Mazuy, acrescentando-se uma nova variável explicativa para a criação de um modelo próprio. Também se buscou verificar a estabilidade dos parâmetros do novo modelo ao longo do tempo, aplicando técnicas estatísticas para identificar e datar quebras estruturais nos seus parâmetros. Foram estimados os três modelos para o período completo dos dados disponíveis para cada índice e os resultados indicam que o novo modelo apresenta poder explicativo superior aos outros e melhor descreve a relação entre os retornos em excesso de um ativo e do mercado. Os testes de quebra estrutural identificaram a ocorrência de mudanças nos parâmetros do modelo próprio para todos os índices. As amostras dos dados de cada índice foram divididas em subperíodos em função das quebras identificadas. Os resultados das estimações do modelo próprio para os subperíodos indicam que há grande variação ao longo do tempo nos parâmetros utilizados, tanto nos valores quanto na sua significância estatística, e no poder explicativo do modelo.

**Palavras-chave:** CAPM. Quebras Estruturais. Apreçamento. Índices Setoriais. Séries Temporais.

## **ABSTRACT**

The purpose of this study was to model the asset prices of the Brazilian Stock Exchange sector indexes. The starting points were the CAPM and the model proposed by Treynor and Mazuy, to which a new regressor variable was added, creating our own model. We also aimed to test the stability of the parameters of the new model over time, applying statistical techniques to identify and date structural breaks in its parameters. The three models were estimated for the full period of data available for each index and the results indicate that the new model has greater explanatory power than the others and better describes the relationship between an asset's and the market's excess returns. The structural break tests identified the occurrence of changes in the parameters of the new model for all indexes. The data samples for each index were divided in sub periods for each break identified. The results of the estimation of our own model for each index sub period indicate that its parameters vary greatly over time, in both their statistical significance and their values, as does its explanatory power.

**Keywords:** CAPM. Structural Breaks. Asset Pricing. Sector Indexes. Time Series.



## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	– Exemplo de retornos em excesso esperados de um ativo em relação aos do mercado para diferentes valores de $\beta$ .....	20
Gráfico 2	– Exemplo de retornos esperados de um fundo em relação aos retornos do mercado para diferentes valores de $\gamma$ .....	22
Gráfico 3	– Valores de fechamento de todos os índices até 21.8.2018 .....	25
Gráfico 4	– Distribuição dos retornos de cada índice no período completo disponível para cada um até 21.8.2018.....	26
Gráfico 5	– número de pontos de quebra para o modelo de regressão de 3º grau de cada índice usando Bai e Perron – tamanho mínimo do segmento de 15% da amostra ( $h = 0,15$ ).....	27
Gráfico 6	– soma cumulativa dos resíduos da regressão de 3º grau no período completo do INDX – datas de quebra em pontilhado – linhas em vermelho são os limites esperados para uma distribuição normal com 95% de certeza. ....	29
Gráfico 7	– soma cumulativa dos resíduos da regressão de 3º grau para cada subperíodo identificado do INDX – linhas em vermelho são os limites esperados para uma distribuição normal com 95% de certeza.....	29
Gráfico 8	– previsão dos modelos com maior R2 estimados pelos coeficientes e constantes significantes estimados para cada um .....	31
Gráfico 9	– Previsões dos modelos das regressões do P1 do ICON, IFNC e UTIL, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período .....	33
Gráfico 10	– Previsões dos modelos das regressões do IMAT P3 e do INDX P4, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período .....	34

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	– Objetivo, setores e metodologia dos índices setoriais da bolsa brasileira e do Ibovespa .....	18
Tabela 2	– Estatísticas descritivas dos retornos de cada índice desde o primeiro dia disponível até 21.8.2018 .....	26
Tabela 3	– Valor do BIC e da soma dos resíduos quadrados para cada número de quebras de cada índice – menor valor do BIC para cada índice destacado em azul .....	27
Tabela 4	– Datas de quebra para cada índice (última data de cada período).....	28
Tabela 5	– Estimação em sequência para os modelos de 3º, 2º e 1º grau para cada índice (***) = $p < 0,01$ ; ** = $p < 0,05$ ; * = $p < 0,1$ ).....	30
Tabela 6	– Estimação das regressões de 3º grau para cada índice no período completo e nos subperíodos identificados (***) = $p < 0,01$ ; ** = $p < 0,05$ ; * = $p < 0,1$ ; “PC” = período completo; “PX” = subperíodo X).....	32
Tabela 7	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice ICON, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	38
Tabela 8	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IEEX, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	38
Tabela 9	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IFNC, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	39
Tabela 10	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IMAT, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	39
Tabela 11	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IMOB, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	40
Tabela 12	– Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice INDX, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:.....	40

Tabela 13 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice UTIL, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados: .....	41
---	----

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

B3 – Nome atual da Bolsa de Valores Brasileira

BIC – Sigla em inglês para o critério de informação bayesiano – *bayesian information criterion*

BM&FBOVESPA – Antigo nome da junção da Bolsa de Valores Brasileira com a Bolsa de Mercadorias e Futuros

IBOV – Índice Bovespa

ICON – Índice de Consumo

IEEX – Índice de Energia Elétrica

IFNC – Índice BM&FBOVESPA Financeiro

IMAT – Índice de Materiais Básicos BM&FBOVESPA

IMOB – Índice Imobiliário

INDX – Índice do Setor Industrial

UTIL – Índice Utilidade Pública BM&FBOVESPA

## LISTA DE SÍMBOLOS

% Porcentagem

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>16</b>
<b>2</b>	<b>ÍNDICES SETORIAS DA BOLSA BRASILEIRA .....</b>	<b>17</b>
<b>3</b>	<b>ARCABOUÇO TEÓRICO.....</b>	<b>19</b>
<b>3.1</b>	<b>O Modelo CAPM.....</b>	<b>19</b>
<b>3.2</b>	<b>O Modelo de Treynor e Mazuy.....</b>	<b>21</b>
<b>3.3</b>	<b>O Modelo de Terceiro Grau.....</b>	<b>23</b>
<b>3.4</b>	<b>Estabilidade dos Parâmetros e Quebras Estruturais.....</b>	<b>23</b>
<b>4</b>	<b>EXERCÍCIO EMPIRICO .....</b>	<b>24</b>
<b>4.1</b>	<b>Base de Dados e Estatísticas Descritivas .....</b>	<b>25</b>
<b>4.2</b>	<b>Análise dos Resultados.....</b>	<b>30</b>
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>35</b>
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>36</b>
	<b>APENDICE A – ESTIMAÇÃO DAS REGRESSÕES DO MODELO DE 3º GRAU PARA CADA ÍNDICE NO PERÍODO COMPLETO E NOS SUBPERÍODOS .....</b>	<b>38</b>
	<b>APÊNDICE B – GRÁFICOS DA DISTRIBUIÇÃO DOS RETORNOS POR PERÍODO E DA PREVISÃO DOS MODELOS DE CADA SUBPERÍODO COM OS COEFICIENTES E CONSTANTES SIGNIFICATIVOS .....</b>	<b>41</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O presente estudo busca realizar modelagem de apreçamento dos índices setoriais da bolsa brasileira, partindo da metodologia proposta pelos autores Jack Treynor e Kay Mazuy para a análise de fundos de investimento, acrescentando uma nova variável ao modelo proposto pelos mesmos.

Os índices setoriais representam o valor de mercado das maiores empresas de capital aberto dos grandes setores da economia brasileira, a exemplo dos setores elétrico e financeiro, e a aplicação do modelo dos referidos autores para sua análise visa aprimorar o conhecimento do comportamento dos seus valores ante as variações do mercado, aperfeiçoando outros métodos tradicionais de apreçamento utilizados, tais como o modelo CAPM - *Capital Asset Pricing Model*.

Serão apresentados os índices setoriais que compõem a bolsa brasileira, sua forma de composição e metodologia, bem como o índice geral da bolsa brasileira, o Ibovespa, utilizado como representativo do mercado como um todo.

Será explicada a metodologia utilizada pelos referidos autores para a análise de fundos de investimento, esclarecendo como a mesma pode ser usada para identificar setores da economia com uma relação não linear com o retorno do mercado e a relação do método dos autores com o modelo CAPM. Após, será apresentado modelo próprio, que acrescenta mais uma variável explicativa ao de Treynor e Mazuy.

Além disso, também será analisada a estabilidade dos parâmetros estimados com o modelo próprio ao longo do período de análise, utilizando-se de métodos econométricos para a identificação do número de eventuais quebras estruturais e da data de sua ocorrência. Caso identificada a ocorrência de quebras, as amostras serão divididas em subperíodos para cada divisão encontrada.

Os dados utilizados no estudo foram obtidos por meio do *software* “Economática” e do sistema de gerenciamento de séries temporais do Banco Central<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Banco Central do Brasil. (2018). *SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. Acesso em 25 de Setembro de 2018, disponível em [SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais: https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries](https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries)

As regressões dos três modelos serão realizadas para o período completo disponível de cada índice e, em seguida, serão estimadas as regressões do modelo próprio para cada subperíodo em que foi dividida a amostra de cada índice.

## 2 ÍNDICES SETORIAIS DA BOLSA BRASILEIRA

Os índices setoriais da Bolsa brasileira representam carteiras teóricas de ativos, elaboradas e divulgadas pela B3, conforme metodologia pré-determinada para cada um, e têm como objetivo serem indicadores do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade das empresas de capital aberto de setores específicos da economia. O Índice Bovespa (Ibovespa ou IBOV) tem o mesmo objetivo, porém representando todo o mercado de ações brasileiro.

As ações que compõem a carteira teórica inicial dos índices setoriais foram selecionadas conforme os critérios de inclusão da metodologia de cada um, aplicados às ações e *units*<sup>2</sup> de ações de companhias listadas na bolsa brasileira do setor do índice, excluídas as *Penny Stocks*<sup>3</sup>, sendo atribuído a cada carteira o valor de mil pontos na data de sua criação. O referido valor é divulgado e atualizado em tempo real pela bolsa brasileira conforme a oscilação do valor dos ativos que compõem a carteira. A composição das carteiras tem vigência de quatro meses, sendo reaplicada a metodologia para inclusão e exclusão de ativos após esse período.

Todos os índices setoriais, bem como o Ibovespa, são índices de retorno total<sup>4</sup>, o que significa que seu valor reflete não apenas as variações nos preços dos ativos integrantes do índice no tempo, mas também o impacto que a distribuição de proventos por parte das companhias emissoras desses ativos teria no retorno do índice.

A tabela a seguir traz os setores, data de criação e os principais critérios da metodologia dos índices que serão analisados no presente trabalho:

---

<sup>2</sup> Conforme definição da B3 (disponível em <[http://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/units/](http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/units/)>, consulta em 15.5.2019), *units* são ativos compostos por mais de uma classe de valores mobiliários, como uma ação ordinária e um bônus de subscrição, por exemplo, negociados em conjunto. As *units* são compradas e/ou vendidas no mercado como uma unidade.

<sup>3</sup> Conforme definição do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3 (disponível em <<http://www.b3.com.br/data/files/1C/56/F7/D5/96E615107623A41592D828A8/IBOV-Metodologia-pt-br.pdf>>. Acesso em 15.5.2019.), *Penny Stocks* são 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 (um real)

<sup>4</sup> Vide definição do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3, disponível em <<http://www.b3.com.br/data/files/1C/56/F7/D5/96E615107623A41592D828A8/IBOV-Metodologia-pt-br.pdf>>. Acesso em 15.5.2019.



Tabela 1 – Objetivo, setores e metodologia dos índices setoriais da bolsa brasileira e do Ibovespa

	Nome Completo	Data de Criação	Setor	Critérios de Inclusão	Critérios de Ponderação
<b>IBOV</b>	Índice Bovespa	2.1.1968	Mercado de ações como um todo	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 85% do somatório total do índice de negociabilidade<sup>5</sup>;</li> <li>2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses;</li> <li>3. Ter participação em termos de volume financeiro maior ou igual a 0,1%, no mercado a vista, nos últimos 12 meses.</li> </ol>	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" <sup>6</sup> da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies
<b>ICON</b>	Índice de Consumo	28.12.2006	Consumo cíclico, não cíclico e saúde	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 99% do somatório total do índice de negociabilidade;</li> <li>2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses.</li> </ol>	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies
<b>IEEX</b>	Índice de Energia Elétrica	29.12.1994	Energia elétrica	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Ter participação em termos de volume financeiro maior ou igual a 0,01% no mercado a vista (lote-padrão) nos últimos 12 meses;</li> <li>2. Presença em pregão de 80% nos últimos 12 meses;</li> <li>3. Ter no mínimo 2 negócios/dia em pelo menos 80% dos pregões em que foi negociada.</li> </ol>	Igual participação em termos de valor na carteira, na época de sua compilação e em seus ajustes periódicos
<b>IFNC</b>	Índice BM&FBOVESPA Financeiro	30.12.2004	Intermediários financeiros, serviços financeiros diversos, previdência e seguros	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 99% do somatório total do índice de negociabilidade;</li> <li>2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses;</li> </ol>	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies
<b>IMAT</b>	Índice de Materiais Básicos BM&FBOVESPA	29.12.2005	Materiais básicos	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 99% do somatório total do índice de negociabilidade;</li> <li>2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses.</li> </ol>	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies
<b>IMOB</b>	Índice Imobiliário	28.12.2007	Exploração de imóveis e construção civil	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 99% do somatório total do índice de negociabilidade;</li> <li>2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses.</li> </ol>	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies

<sup>5</sup> Conforme definição do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3 (disponível em <<http://www.b3.com.br/data/files/1C/56/F7/D5/96E615107623A41592D828A8/IBOV-Metodologia-pt-br.pdf>>.

Acesso em 15.5.2019.), o índice de negociabilidade é calculado pela fórmula  $IN = \frac{\sum_{i=1}^P \sqrt[3]{\frac{n_i a}{N} \times (\frac{v_i a}{V})^2}}{P}$ , sendo os valores calculados em base diária para cada ativo, somados e divididos pelo número de pregões total do período analisado.

<sup>6</sup> Conforme definição do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3 (disponível em <<http://www.b3.com.br/data/files/1C/56/F7/D5/96E615107623A41592D828A8/IBOV-Metodologia-pt-br.pdf>>.

Acesso em 15.5.2019.), *free float* são os ativos disponíveis para negociação "... divulgados pela companhia nos sites da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e da B3, conforme a Instrução CVM 480, de 07/12/2009, que determina que as empresas informem esses dados no Formulário de Referência. Para efeito de cálculo dos índices da B3 ponderados pelo free float, são considerados os valores dos ativos em circulação na espécie/classe pertencente à carteira do índice."

	Nome Completo	Data de Criação	Setor	Crítérios de Inclusão	Crítérios de Ponderação
INDX	Índice do Setor Industrial	30.12.1999	Setores da atividade industrial compreendidos por materiais básicos, bens industriais, consumo cíclico e não cíclico, tecnologia da informação e saúde	1. Estar entre os ativos elegíveis que, nos últimos 12 meses, ocupem as 150 primeiras posições do índice de negociabilidade; 2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses;	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies
UTIL	Índice Utilidade Pública BM&FBOVESPA	2.1.2006	Utilidade Pública (energia elétrica, água e saneamento e gás)	1. Estar entre os ativos elegíveis que representem em conjunto, nos últimos 12 meses, 99% do somatório total do índice de negociabilidade; 2. Presença em pregão de 95% nos últimos 12 meses;	Ponderados pelo valor de mercado do "free float" da espécie pertencente à carteira, limitado a 20% o somatório de todas as espécies

### 3 ARCABOUÇO TEÓRICO

#### 3.1 O Modelo CAPM

O modelo CAPM - *Capital Asset Pricing Model*, tradicional método de apreçamento de ativos, foi apresentado em 1964 por William F. Sharpe<sup>7</sup>, também sendo desenvolvido de forma concomitante e independente por Jack Treynor<sup>8</sup> e John Lintner<sup>9</sup>. Conforme ressaltado pelos autores Eugene Fama e Kenneth French<sup>10</sup>, o referido modelo marcou o nascimento da teoria de apreçamento de ativos, sendo, até hoje, amplamente utilizado na estimação do custo de capital de empresas e na avaliação da performance de *portfolios*, consistindo, ainda, em assunto central para cursos de MBA, frequentemente sendo o único modelo de apreçamento de ativos ensinado.

O artigo de Sharpe, baseando-se na Teoria Moderna de Portfolio, desenvolvida por Harry Markowitz<sup>11</sup>, apresentou um modelo linear para a relação entre o retorno de um determinado ativo e o retorno do mercado, relacionando-o, ainda, com o retorno de um ativo livre de risco, apontando para a necessidade de se incorrer em maiores riscos para se obter ganhos superiores ao mercado, vide equação a seguir:

<sup>7</sup> Sharpe, W. F. (Setembro de 1964). **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk**. *The Journal of Finance*, pp. 425-442.

<sup>8</sup> Treynor, J. L. (8 de Agosto de 1961). **Market Value, Time, and Risk**. Acesso em 15 de maio de 2019, disponível em [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2600356](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2600356)

<sup>9</sup> Lintner, J. (fevereiro de 1965). **The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets**. *The Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.

<sup>10</sup> Fama, E. F., & French, K. R. (Junho-Agosto de 2004). **The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence**. *Journal of Economic Perspectives*, 18, pp. 25-46.

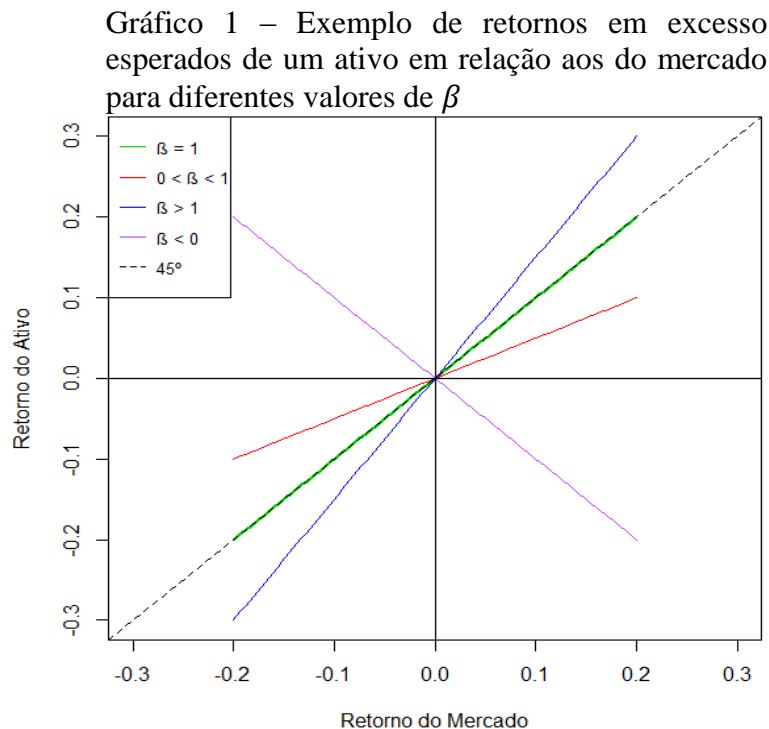
<sup>11</sup> Markowitz, H. (Março de 1952). **Portfolio Selection**. *The Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.

$$E(R_a) = R_f + \beta(E(R_m) - R_f) \quad (1)$$

Onde  $E(R_a)$  é o retorno esperado de um ativo individual ou de um grupo de ativos qualquer<sup>12</sup>,  $R_f$  é o retorno de um ativo livre de risco,  $E(R_m)$  é o retorno esperado do mercado como um todo e  $E(R_m) - R_f$  é o retorno em excesso do mercado em relação ao de um ativo livre de risco, também conhecido como prêmio de risco do mercado. A equação também pode ser reescrita da forma a seguir:

$$E(R_a) - R_f = \beta(E(R_m) - R_f) \quad (2)$$

Onde  $E(R_a) - R_f$  é o retorno em excesso de um ativo em relação ao de um ativo livre de risco, também denominado de prêmio de risco do ativo. O gráfico a seguir exemplifica as situações possíveis de retorno em excesso de um ativo em relação ao do mercado para alguns valores possíveis do coeficiente  $\beta$ :



<sup>12</sup> No restante deste trabalho, sempre que for feita referência ao retorno de um ativo, pode-se entender que também se trata de uma cesta ou grupo de ativos.

Um beta maior do que 1 indica que o ativo é mais volátil do que o mercado, ganhando mais do que este em momentos de alta e perdendo mais em momentos de baixa, enquanto um beta entre 1 e 0 indica que o ativo é menos volátil do que o mercado, reduzindo tanto ganhos quanto perdas em relação ao mercado. Já um beta igual a 1 indica que o ativo acompanharia perfeitamente o mercado e um beta negativo indica uma correlação negativa entre os retornos do ativo e do mercado, havendo ganho para o ativo quando o mercado perde e vice-versa.

A decorrência lógica de tal relação é que, para obter ganhos superiores ao mercado com um ativo qualquer, o investidor deve estar disposto a assumir riscos de perdas igualmente maiores. Dessa forma, o coeficiente  $\beta$  representa a volatilidade de um ativo qualquer, sendo definido como a covariância do retorno de um ativo com o do mercado, ante a variância do retorno do mercado, vide equação a seguir:

$$\beta = \frac{Cov(R_a, R_m)}{Var(R_m)} \quad (3)$$

Essa definição difere da correlação, podendo assumir valores menores do que -1 e maiores do que 1.

### 3.2 O Modelo de Treynor e Mazuy

Os autores Jack Treynor e Kay Mazuy<sup>13</sup> propuseram metodologia destinada, inicialmente, a identificar fundos de investimento com uma gestão que conseguisse se antecipar ao mercado, reduzindo perdas em momentos de baixa e maximizando ganhos em momentos de alta.

Conforme os autores, os retornos de um fundo com uma gestão que conseguisse realizar tal antecipação não deveriam apresentar uma relação linear com os retornos do mercado, já que sua exposição aos retornos deste deveria ser menor em momentos de baixa e maior em momentos de alta, de modo que a volatilidade (o *beta* do fundo) deveria variar sistematicamente e a linha resultante da relação entre os retornos seria côncava.

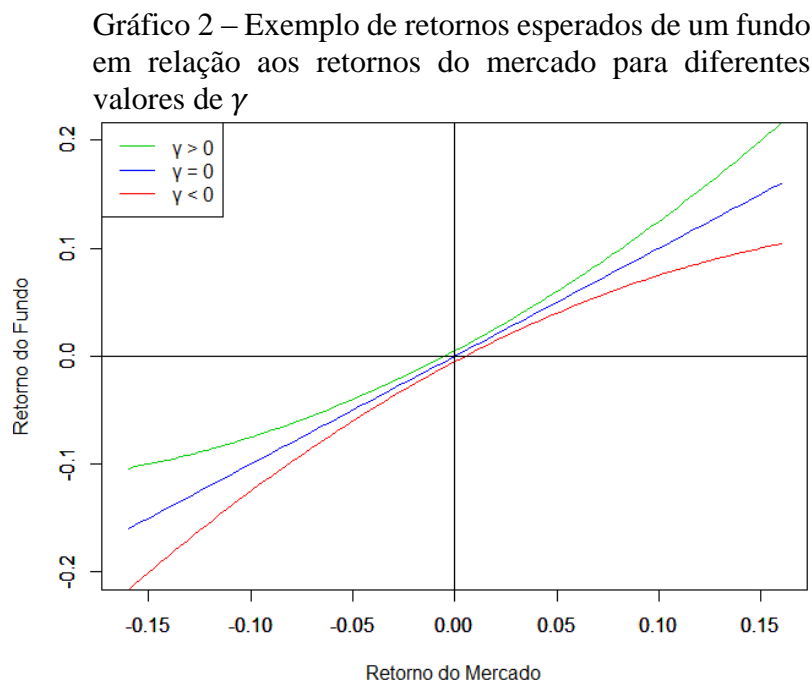
---

<sup>13</sup> Treynor, J. L., & Mazuy, K. K. (Julho-Agosto de 1966). **Can Mutual Funds Outguess the Market?** Harvard Business Review, pp. 231-236.

A forma utilizada pelos autores para identificar essa concavidade foi acrescentando à fórmula do CAPM<sup>14</sup> uma variável quadrática, vide equação a seguir:

$$R_a - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + \gamma(R_m - R_f)^2 \quad (4)$$

O gráfico a seguir exemplifica o resultado esperado dos retornos de um fundo em relação aos retornos do mercado para diferentes valores do coeficiente  $\gamma$ .



O novo coeficiente  $\gamma$  indicaria a curvatura da relação entre os retornos do mercado e do ativo, no caso os fundos analisados pelos autores, de modo que um gama positivo formaria uma curva côncava, com ganhos maiores em momentos de alta e perdas menores em momentos de baixa, indicando que a gestão acerta suas previsões e se antecipa ao mercado; um gama negativo formaria uma curva convexa, indicando que a gestão, na verdade, perde mais que o mercado em momentos de queda e ganha menos em momentos de alta, errando ao tentar se

<sup>14</sup> Os autores não explicitam o modelo da regressão que utilizaram, apenas informando que acrescentaram um termo quadrático, porém os gráficos utilizados para explicar sua hipótese utilizam os conceitos do CAPM, mostrando a relação entre os retornos do fundo e do mercado e denominando de volatilidade a inclinação da linha decorrente dessa relação, presumindo-se que o termo quadrático foi acrescentado à fórmula do CAPM.

antecipar, enquanto um gama igual a zero indicaria que a gestão apenas segue passivamente o mercado, com retornos esperados equivalentes ao modelo inicial do CAPM.

### 3.3 O Modelo de Terceiro Grau

Além dos modelos citados acima, é possível que a relação entre os retornos do mercado e de um ativo seja mais bem explicada por uma função de terceiro grau. Visando explorar qual o modelo mais adequado, pode ser acrescentado um termo cúbico à equação (4) acima, vide fórmula a seguir:

$$R_{a,t} - R_{f,t} = \alpha_a + \beta_a(R_{m,t} - R_{f,t}) + \gamma_a(R_{m,t} - R_{f,t})^2 + \delta_a(R_{m,t} - R_{f,t})^3 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde  $R_{a,t}$  é o retorno de um ativo “a” no tempo “t”,  $R_{f,t}$  é o retorno do ativo livre de risco no tempo “t” e  $R_{m,t}$  é o retorno do mercado no tempo “t” e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro no tempo “t”.

Um coeficiente  $\delta$  positivo exacerbaria a volatilidade do ativo, enquanto um negativo reduziria a mesma, sendo que os seus efeitos tendem a ser mais visíveis em momentos de grandes ganhos ou perdas do mercado.

A equação (5) será utilizada para as regressões a serem estimadas para os modelos anteriores, excluindo os coeficientes  $\gamma$  e  $\delta$ , com suas variáveis explicativas, para a estimação do CAPM e o coeficiente  $\delta$ , com suas variáveis explicativas, para a estimação do modelo de Treynor e Mazuy. Adicionalmente, será aplicada a correção de matriz de covariância de Newey-West para lidar com eventual auto correlação nos termos de erro da regressão.

### 3.4 Estabilidade dos Parâmetros e Quebras Estruturais

O modelo CAPM tradicional presume um parâmetro  $\beta$  constante ao longo do tempo, porém tal suposição pode não ser verdadeira. Diversos estudos realizados já identificaram a variabilidade do coeficiente  $\beta$  ao longo do tempo, tais como o feito por Marshall Blume<sup>15</sup>, no qual o autor analisou se os valores históricos do beta servem como uma estimativa não-viesada

---

<sup>15</sup> Blume, M. E. (Março de 1971). **On the Assessment of Risk**. The Journal of Finance, 26, pp. 1-10.

do beta futuro de um ativo ou portfólio qualquer. A conclusão do estudo foi que o beta tende a mudar ao longo do tempo, sendo a mudança mais forte quando se trata de um único ativo, e menor quanto mais ativos se adiciona a um portfólio qualquer, também sendo mais acentuada a variação quando o beta medido inicialmente é baixo. Dessa forma, a identificação adequada da relação entre os retornos de um ativo e do mercado deve levar em consideração a possível mudança de tais parâmetros ao longo do tempo.

Para tanto, existem diversos testes que podem ser utilizados para identificar a ocorrência de quebras nos parâmetros da regressão, como o teste de Chow<sup>16</sup>, usado para testar a ocorrência de mudança nos parâmetros em um ponto conhecido, ou o de razão de verossimilhança de Quandt-Andrews<sup>17</sup>, usado para identificar o ponto de maior probabilidade de mudança nos parâmetros e testar sua ocorrência, entre outros.

Para séries em que não se conhece os pontos de ocorrência e a quantidade de quebras, pode ser utilizado o método de múltiplas quebras em pontos indeterminados, desenvolvido por Jushan Bai e Pierre Perron<sup>18,19</sup>. O método dos autores consiste em identificar o ponto ótimo de quebra que minimiza a soma dos resíduos quadrados dos períodos anteriores e posteriores à ocorrência da partição, inicialmente para uma única quebra e sucessivamente para um número de quebras maior, até o limite máximo decorrente do número mínimo de observações da amostra em cada partição, escolhido previamente.

Visando selecionar entre os modelos aquele com o número de quebras mais adequado, pode-se compará-los por meio de alguns critérios, entre eles o critério de informação bayesiano (em inglês, *bayesian information criterion – BIC*), que penaliza modelos conforme o aumento no número de parâmetros, sendo preferível o modelo com o menor valor do BIC.

#### 4 EXERCÍCIO EMPIRICO

---

<sup>16</sup> Chow, G. C. (Julho de 1960). **Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions.** *Econometrica*, 28, pp. 591-605.

<sup>17</sup> Andrews, D. W. (Julho de 1993). **Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point.** *Econometrica*, 61, pp. 821-856.

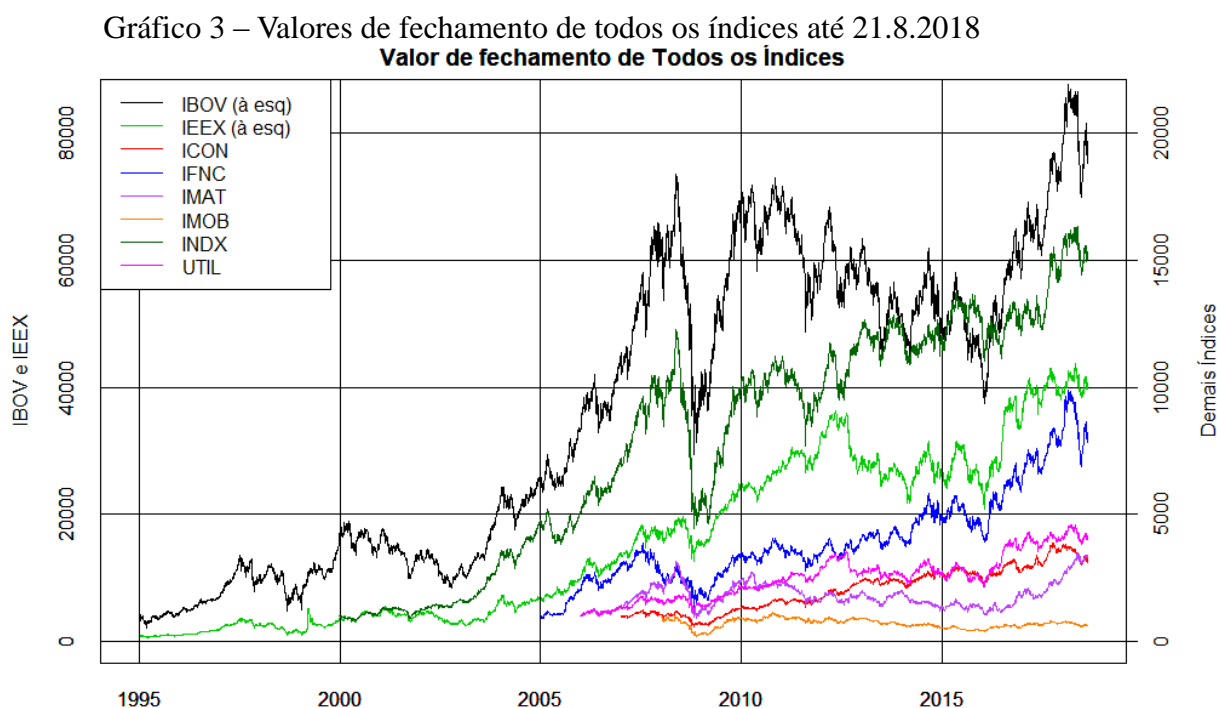
<sup>18</sup> Bai, J., & Perron, P. (Janeiro de 1998). **Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.** *Econometrica*, pp. 47-78.

<sup>19</sup> Bai, J., & Perron, P. (Outubro de 2002). **Computation and analysis of multiple structural change models.** *Journal of Applied Econometrics*, 18(1).

#### 4.1 Base de Dados e Estatísticas Descritivas

Para aplicação dos modelos descritos acima, foram obtidos os valores de fechamento diários dos índices setoriais da bolsa brasileira, utilizando-se o software “*Economática*”. A amostra para cada índice é composta por todo o período disponível desde sua criação até a data de 21.8.2018. Os valores do Ibovespa foram obtidos da mesma forma, desde a data inicial do índice mais antigo (IEEX) até a mesma data final. Como ativo livre de risco, decidiu-se utilizar a poupança, sendo obtidos os valores dos retornos mensais para cada dia em consulta ao sistema gerenciador de séries temporais no site do Banco Central do Brasil (Banco Central do Brasil, 2018).

O gráfico a seguir traz a evolução dos valores de fechamento de todos os índices ao longo do período de 29.12.1994, data de criação do IEEX, índice mais antigo, até 21.8.2018:



Para obtenção dos valores dos retornos diários dos índices, foi aplicada a diferença logarítmica natural entre os valores diários de fechamento de um dia e o valor do dia anterior para cada índice<sup>20</sup>, além de ter sido transformado em diário o retorno mensal da poupança

<sup>20</sup> No restante deste trabalho, sempre que for feita referência aos retornos dos índices da amostra, trata-se do retorno logarítmico diário obtido da forma descrita acima.

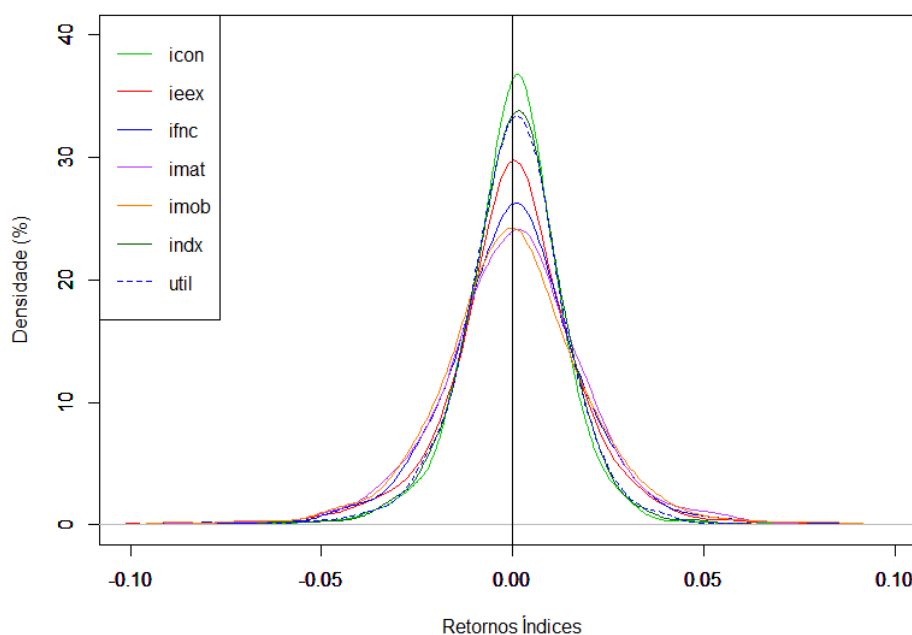


obtido. A tabela a seguir traz algumas estatísticas descritivas acerca dos retornos de cada índice e o gráfico em seguida sua curva de distribuição:

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos retornos de cada índice desde o primeiro dia disponível até 21.8.2018

	<b>IBOV</b>	<b>ICON</b>	<b>IEEX</b>	<b>IFNC</b>	<b>IMAT</b>	<b>IMOB</b>	<b>INDX</b>	<b>UTIL</b>
<b>Observações</b>	5848	2877	5848	3373	3124	2632	4615	3123
<b>Média (%)</b>	0,049	0,039	0,063	0,061	0,039	-0,018	0,059	0,045
<b>Desvio padrão</b>	0,021	0,014	0,021	0,020	0,020	0,022	0,015	0,015
<b>Curtose</b>	13,732	6,422	96,342	9,476	4,336	7,931	6,353	5,953
<b>Assimetria</b>	0,442	-0,106	2,168	0,484	-0,084	-0,188	-0,283	-0,218
<b>Mínimo (%)</b>	-17,229	-9,672	-34,612	-12,848	-14,447	-16,290	-11,815	-11,036
<b>Máximo (%)</b>	28,818	11,829	53,201	20,321	13,386	17,776	11,818	11,691
<b>Retorno Total Simples (%)</b>	1.626,73	202,61	3.874,45	682,83	239,53	-36,98	1.415,16	301,08

Gráfico 4 – Distribuição dos retornos de cada índice no período completo disponível para cada um até 21.8.2018  
**Distribuição dos Retornos**



Com base nos dados descritos acima, as regressões foram estimadas para os três modelos (CAPM, Treynor e Mazuy e 3º grau) no período completo disponível para cada índice, utilizando-se do método dos mínimos quadrados, com a correção de matriz de covariância de Newey-West.

Após, foi analisada a estabilidade dos parâmetros para o modelo de 3º grau de todos os índices, utilizando-se o método de Bai & Perron, com tamanho mínimo de segmento de 15% da amostra disponível, o que leva a um número máximo de cinco quebras possíveis nas amostras

das regressões. O gráfico e a tabela a seguir trazem os valores do critério de informação bayesiano (*BIC*) e da soma dos resíduos quadrados para cada número de quebras de cada índice:

Gráfico 5 – número de pontos de quebra para o modelo de regressão de 3º grau de cada índice usando Bai e Perron – tamanho mínimo do segmento de 15% da amostra ( $h = 0,15$ )

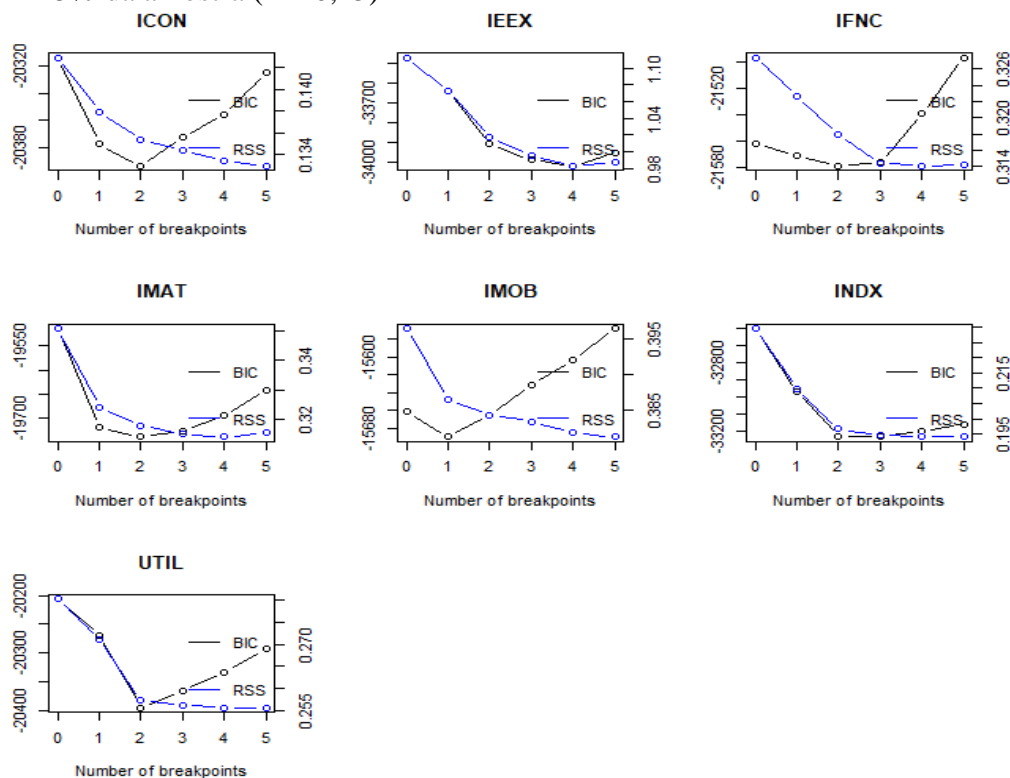


Tabela 3 – Valor do BIC e da soma dos resíduos quadrados para cada número de quebras de cada índice – menor valor do BIC para cada índice destacado em azul

Índice	Quebras	0	1	2	3	4	5
ICON	RSS	0,143	0,138	0,135	0,134	0,133	0,133
	BIC	-20.314,232	-20.377,183	-20.393,055	-20.372,187	-20.355,292	-20.324,840
IEEX	RSS	1,113	1,072	1,017	0,996	0,983	0,987
	BIC	-33.468,460	-33.640,873	-33.905,532	-33.987,538	-34.019,091	-33.950,517
IFNC	RSS	0,327	0,323	0,318	0,314	0,314	0,314
	BIC	-21.562,044	-21.570,792	-21.578,867	-21.575,790	-21.539,100	-21.496,279
IMAT	RSS	0,351	0,324	0,318	0,315	0,314	0,316
	BIC	-19.513,594	-19.719,200	-19.737,941	-19.725,783	-19.694,565	-19.640,621
IMOB	RSS	0,396	0,386	0,384	0,383	0,382	0,381
	BIC	-15.661,438	-15.689,442	-15.665,110	-15.631,544	-15.603,255	-15.567,763
INDX	RSS	0,229	0,210	0,197	0,195	0,194	0,194
	BIC	-32.598,958	-32.970,731	-33.227,072	-33.231,509	-33.200,600	-33.159,573
UTIL	RSS	0,280	0,271	0,257	0,256	0,256	0,256
	BIC	-20.206,433	-20.269,830	-20.394,707	-20.366,413	-20.333,014	-20.292,725

O critério de seleção do número de quebras de cada índice foi aquele com o menor valor do BIC. Selecionado o número de quebras, foram identificadas as seguintes datas de mudança nos parâmetros para cada índice<sup>21</sup>, as quais, pelo método de Bai & Perron, minimizam a soma dos resíduos quadrados para aquele número de partições:

Tabela 4 – Datas de quebra para cada índice (última data de cada período)

Índice	DATA 1	DATA 2	DATA 3	DATA 4
ICON	22.10.2008	28.9.2016		
IEEX	8.2.1999	27.8.2002	14.1.2008	3.1.2013
IFNC	5.9.2011	7.1.2014		
IMAT	22.8.2013	21.12.2015		
IMOB	18.6.2012			
INDX	27.11.2003	13.11.2007	18.9.2012	
UTIL	28.10.2008	3.1.2013		

Identificadas as datas de quebra para cada índice, as amostras foram divididas em períodos delimitados pelas mesmas, iniciando-se o primeiro período na primeira data disponível para o índice até a data de quebra  $n_1$ , o período seguinte da data  $n_1+1$  até à data  $n_2$ , e assim sucessivamente, até o último período, delimitado entre a data  $n_i+1$  e a data final de 21.8.2018, para o número  $i$  de quebras do modelo escolhido. Em seguida, as regressões do modelo de 3º grau foram novamente estimadas para cada subperíodo amostral de cada índice.

Para ilustrar os efeitos do método acima descrito, os gráficos a seguir trazem a soma cumulativa dos resíduos da regressão do modelo de 3º do INDX para o período completo e, em seguida, para os subperíodos identificados:

---

<sup>21</sup> Datas e quebras identificadas utilizando-se as funções do pacote “*strucchange*” da linguagem de programação “R”, que implementam o método de Bai & Perron naquela linguagem. Dados disponíveis com o autor.

Gráfico 6 – soma cumulativa dos resíduos da regressão de 3º grau no período completo do INDX – datas de quebra em pontilhado – linhas em vermelho são os limites esperados para uma distribuição normal com 95% de certeza  
**Soma cumulativa dos resíduos - INDX**

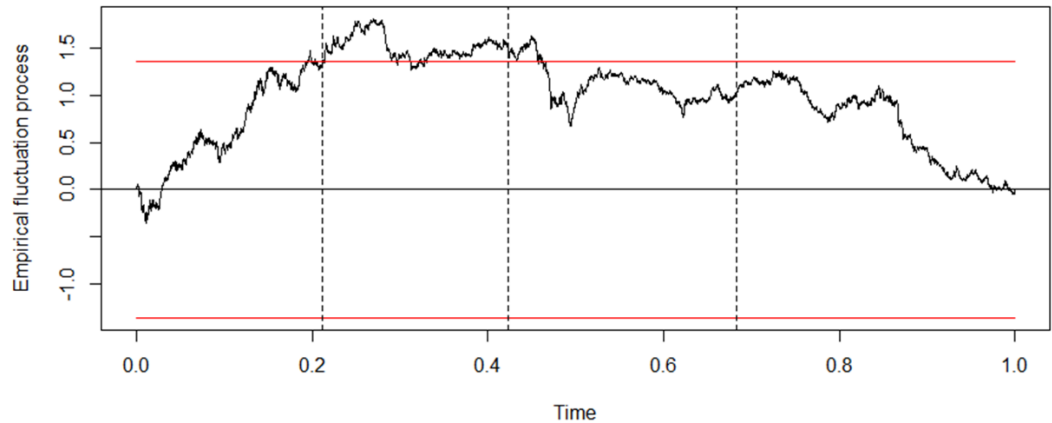
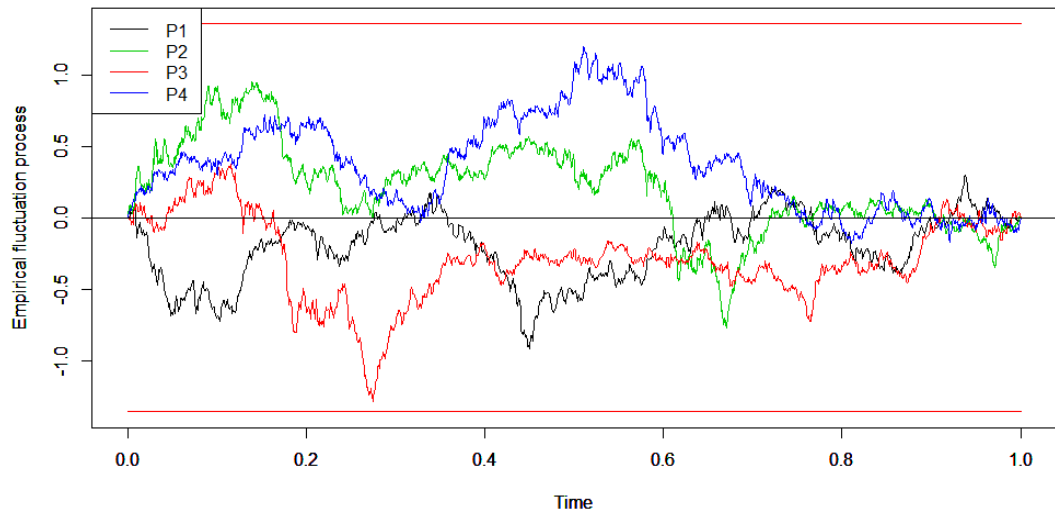


Gráfico 7 – soma cumulativa dos resíduos da regressão de 3º grau para cada subperíodo identificado do INDX – linhas em vermelho são os limites esperados para uma distribuição normal com 95% de certeza  
**Soma cumulativa dos resíduos - INDX Subperíodos**



Percebe-se que as datas de quebras identificadas marcam momentos de mudança no comportamento dos resíduos da regressão no período completo, cuja soma cumulativa ultrapassa, próximo à primeira data de quebra identificada pelo referido método, o limite esperado para uma distribuição normal com 95% de chance, de modo que a soma cumulativa dos resíduos de cada subperíodo passa a estar inteiramente dentro dos limites de 95% para uma distribuição normal, o que não ocorria no período completo.

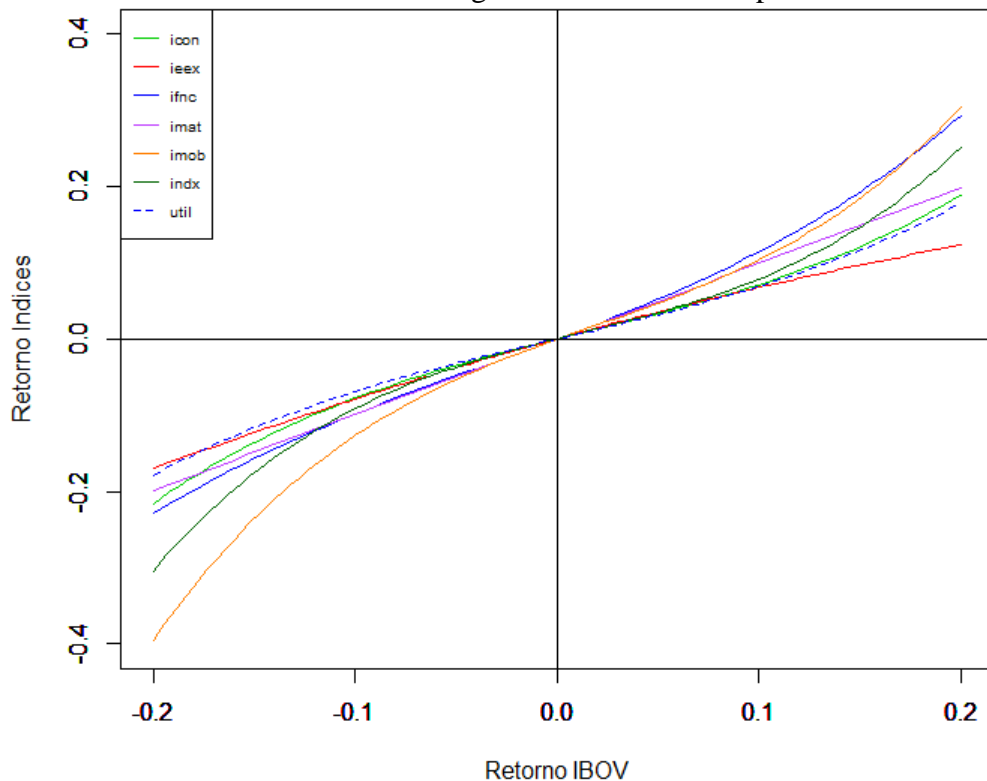
## 4.2 Análise dos Resultados

A tabela a seguir apresenta os resultados das regressões estimadas para o período completo disponível para cada índice utilizando-se os três modelos citados, enquanto o gráfico apresenta as previsões estimadas pelos coeficientes e constantes significantes de cada regressão do modelo com maior valor de  $R^2$  para cada um:

Tabela 5 – Estimação em sequência para os modelos de 3º, 2º e 1º grau para cada índice (\*\*\*) =  $p < 0,01$ ; \*\* =  $p < 0,05$ ; \* =  $p < 0,1$ ).

Índice	Modelo	Rm-Rf	(Rm-Rf) <sup>2</sup>	(Rm-Rf) <sup>3</sup>	C	Obs.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustado	Residual Std. Error	F Statistic
ICON (3.1.2007 a 21.8.2018)	(3º)	0,657*** (0,020)	-0,346** (0,170)	8,859*** (2,470)	0,0003** (0,000)	2878	0,741	0,741	0,007 (df = 2874)	2.740,126*** (df = 3; 2874)
	(2º)	0,681*** (0,020)	-0,236 (0,220)		0,0003* (0,000)	2878	0,739	0,739	0,007 (df = 2875)	4.067,074*** (df = 2; 2875)
	(1º)	0,682*** (0,020)			0,0002 (0,000)	2878	0,739	0,739	0,007 (df = 2876)	8.127,880*** (df = 1; 2876)
IEEX (3.1.1995 a 21.8.2018)	(3º)	0,732*** (0,030)	-0,581 (0,390)	-0,055 (1,470)	0,0004** (0,000)	5849	0,552	0,552	0,014 (df = 5845)	2.399,566*** (df = 3; 5845)
	(2º)	0,732*** (0,020)	-0,588** (0,280)		0,0004** (0,000)	5849	0,552	0,552	0,014 (df = 5846)	3.599,958*** (df = 2; 5846)
	(1º)	0,727*** (0,020)			0,0002 (0,000)	5849	0,549	0,549	0,014 (df = 5847)	7.129,905*** (df = 1; 5847)
IFNC (4.1.2005 a 21.8.2018)	(3º)	0,984*** (0,020)	0,803** (0,390)	8,034* (4,310)	0,0001 (0,000)	3374	0,754	0,754	0,010 (df = 3370)	3.450,450*** (df = 3; 3370)
	(2º)	1,004*** (0,020)	0,899** (0,400)		0,00003 (0,000)	3374	0,754	0,754	0,010 (df = 3371)	5.156,701*** (df = 2; 3371)
	(1º)	1,003*** (0,020)			0,0003* (0,000)	3374	0,752	0,752	0,010 (df = 3372)	10.242,26*** (df = 1; 3372)
IMAT (3.1.2006 a 21.8.2018)	(3º)	0,982*** (0,030)	-0,252 (0,480)	3,345 (4,120)	0,0002 (0,000)	3125	0,724	0,724	0,011 (df = 3121)	2.727,015*** (df = 3; 3121)
	(2º)	0,991*** (0,030)	-0,211 (0,440)		0,0002 (0,000)	3125	0,724	0,724	0,011 (df = 3122)	4.089,135*** (df = 2; 3122)
	(1º)	0,992*** (0,030)			0,0001 (0,000)	3125	0,724	0,724	0,011 (df = 3123)	8.177,747*** (df = 1; 3123)
IMOB (3.1.2008 a 21.8.2018)	(3º)	0,953*** (0,030)	-1,132** (0,500)	19,935** (8,230)	0,0001 (0,000)	2633	0,677	0,676	0,012 (df = 2629)	1.833,116*** (df = 3; 2629)
	(2º)	1,011*** (0,030)	-0,874* (0,480)		0,00003 (0,000)	2633	0,672	0,672	0,012 (df = 2630)	2.692,781*** (df = 2; 2630)
	(1º)	1,011*** (0,040)			-0,0002 (0,000)	2633	0,671	0,670	0,012 (df = 2631)	5.356,006*** (df = 1; 2631)
INDX (4.1.2000 a 21.8.2018)	(3º)	0,670*** (0,020)	-0,666*** (0,190)	18,002*** (2,320)	0,001*** (0,000)	4616	0,764	0,764	0,007 (df = 4612)	4.984,394*** (df = 3; 4612)
	(2º)	0,709*** (0,030)	-0,542** (0,230)		0,0004*** (0,000)	4616	0,759	0,759	0,007 (df = 4613)	7.248,663*** (df = 2; 4613)
	(1º)	0,710*** (0,030)			0,0003** (0,000)	4616	0,758	0,758	0,007 (df = 4614)	14.435,67*** (df = 1; 4614)
UTIL (3.1.2006 a 21.8.2018)	(3º)	0,621*** (0,020)	-0,213 (0,410)	6,783** (2,990)	0,0002 (0,000)	3124	0,577	0,577	0,009 (df = 3120)	1.420,032*** (df = 3; 3120)
	(2º)	0,639*** (0,020)	-0,13 (0,460)		0,0002 (0,000)	3124	0,576	0,576	0,009 (df = 3121)	2.121,687*** (df = 2; 3121)
	(1º)	0,639*** (0,020)			0,0002 (0,000)	3124	0,576	0,576	0,009 (df = 3122)	4.243,768*** (df = 1; 3122)

Gráfico 8 – previsão dos modelos com maior  $R^2$  estimados pelos coeficientes e constantes significantes estimados para cada um



Verifica-se, inicialmente, que todos os índices apresentam coeficiente  $\beta$  estatisticamente significativo ( $p < 0,01$ ) e positivo em todos os modelos estimados, indicando que os retornos em excesso de todos possuem ao menos uma relação linear com os retornos em excesso do mercado, destacando-se os valores de  $\beta$  dos índices IFNC, IMAT e IMOB, com valores próximos a 1 em todos os modelos, enquanto os demais apresentam valores entre 0,62 e 0,73. Além disso, todos os modelos apresentam estatística F significativa a 1%.

No modelo de Treynor e Mazuy, constata-se que apenas os índices IEEX, IFNC, INDX e IMOB apresentam o coeficiente  $\gamma$  estatisticamente significativo ( $p < 0,05$  para os três primeiros e  $p < 0,1$  para IMOB), sendo positivo para o IFNC e negativo para os demais. Esse resultado indica que o IFNC reduz sua volatilidade em momentos de baixa do mercado e aumenta em momentos de alta, ocorrendo o oposto com os demais índices, mudança que não é identificada pelo modelo CAPM.

Examinando-se o modelo de 3º grau, constata-se que os índices ICON, IFNC, IMOB e INDX apresentam os coeficientes  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  estatisticamente significantes, enquanto o UTIL apresenta apenas os coeficientes  $\beta$  e  $\delta$ . Novamente, apenas para o IFNC o coeficiente  $\gamma$  é positivo, enquanto  $\delta$  é positivo para todos. O coeficiente  $\delta$  positivo acentua a volatilidade do índice, porém seus efeitos são mais visíveis apenas em momentos de retornos extremos, dados

os valores estimados para o mesmo e os valores reduzidos que a variável “ $(R_m - R_f)^3$ ” tende a assumir. Como tal relação também não é identificada pelo CAPM, o mesmo aparenta capturar uma exposição à volatilidade maior do que o  $\beta$  indicaria, mas cujos efeitos só são aparentes em momentos de grande oscilação nos retornos do mercado.

Ressalte-se que o índice com modelo com maior  $R^2$  identificado foi o de terceiro grau do INDX ( $R^2 = 0,764$ ), seguido pelos modelos de segundo e terceiro grau para o IFNC ( $R^2 = 0,754$ ). O modelo de terceiro grau do INDX também é o que apresenta o maior ganho em relação ao  $R^2$  do CAPM, apesar de pequeno. Todos os demais índices também apresentaram pequenos ganhos no  $R^2$  com o modelo de terceiro grau, à exceção do IMAT, cujo  $R^2$  permaneceu inalterado.

A seguir são apresentados e analisados os resultados das estimações do modelo de 3º grau para o período completo de cada índice, seguidas das estimações para os subperíodos identificados para cada um, apresentadas em uma tabela única, tendo em vista a quantidade de informações:

Tabela 6 – Estimação das regressões de 3º grau para cada índice no período completo e nos subperíodos identificados (\*\*\*) =  $p < 0,01$ ; \*\* =  $p < 0,05$ ; \* =  $p < 0,1$ ; “PC” = período completo; “PX” = subperíodo X)

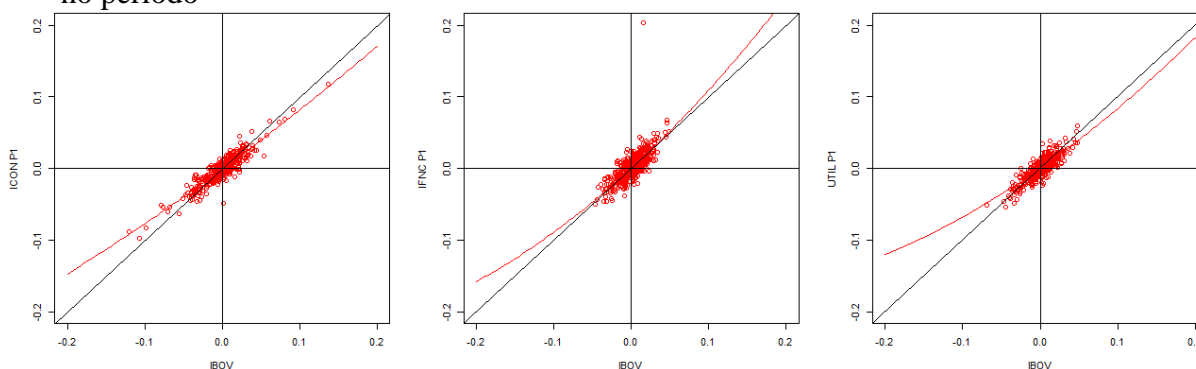
Índice	Rm-Rf	(Rm-Rf) <sup>2</sup>	(Rm-Rf) <sup>3</sup>	C	Obs.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustado	Residual Std. Error	F Statistic
ICON PC	0,657*** (0,016)	-0,346** (0,169)	8,859*** (2,467)	0,0003** (0,0001)	2.878	0,741	0,741	0,007 (df = 2874)	2.740,126***
ICON P1	0,795*** (0,030)	0,315** (0,150)	2,438 (2,784)	-0,001* (0,0004)	448	0,850	0,849	0,008 (df = 444)	840,302***
ICON P2	0,601*** (0,015)	-0,328 (0,322)	3,542 (6,618)	0,001*** (0,0002)	1.962	0,690	0,69	0,007 (df = 1958)	1.454,643***
ICON P3	0,790*** (0,028)	-0,515 (1,132)	-1,325 (13,396)	-0,0004 (0,0003)	468	0,748	0,747	0,006 (df = 464)	459,972***
IEEX PC	0,732*** (0,026)	-0,581 (0,390)	-0,055 (1,465)	0,0004** (0,0002)	5.849	0,552	0,552	0,014 (df = 5845)	2.399,566***
IEEX P1	0,732*** (0,021)	-0,958*** (0,343)	0,909 (1,262)	0,001 (0,0004)	1.014	0,770	0,77	0,013 (df = 1010)	1.128,334***
IEEX P2	0,627*** (0,148)	8,045 (6,681)	186,794 (140,654)	-0,002 (0,0020)	877	0,424	0,422	0,024 (df = 873)	214,619***
IEEX P3	0,928*** (0,034)	-1,214** (0,590)	-9,316 (27,259)	0,0003 (0,0003)	1.334	0,699	0,698	0,010 (df = 1330)	1.027,662***
IEEX P4	0,404*** (0,022)	-0,131 (0,338)	19,060*** (2,712)	0,0003 (0,0003)	1.230	0,582	0,581	0,008 (df = 1226)	569,860***
IEEX P5	0,654*** (0,022)	-2,074*** (0,598)	33,086*** (7,342)	0,0005** (0,0002)	1.394	0,593	0,592	0,008 (df = 1390)	673,737***
IFNC PC	0,984*** (0,017)	0,803** (0,393)	8,034* (4,306)	0,0001 (0,0002)	3.374	0,754	0,754	0,010 (df = 3370)	3.450,450***
IFNC P1	0,993*** (0,031)	1,015*** (0,293)	4,999 (3,344)	-0,0001 (0,0003)	1.653	0,731	0,73	0,012 (df = 1649)	1.491,611***
IFNC P2	0,716*** (0,035)	-0,193 (1,276)	82,236** (39,250)	0,001 (0,0004)	577	0,659	0,657	0,008 (df = 573)	369,091***
IFNC P3	1,048*** (0,016)	0,761 (0,612)	44,322*** (9,575)	0,0001 (0,0002)	1.144	0,872	0,871	0,006 (df = 1140)	2.579,673***
IMAT PC	0,982*** (0,029)	-0,252 (0,482)	3,345 (4,119)	0,0002 (0,0002)	3.125	0,724	0,724	0,011 (df = 3121)	2.727,015***
IMAT P1	1,098*** (0,016)	-0,326 (0,339)	-3,019 (2,029)	0,0002 (0,0002)	1.889	0,883	0,882	0,008 (df = 1885)	4.722,247***
IMAT P2	0,699*** (0,069)	0,649 (1,794)	-113,48 (71,109)	-0,001 (0,0010)	577	0,352	0,348	0,013 (df = 573)	103,630***
IMAT P3	0,990*** (0,066)	-1,017 (1,426)	-99,308*** (18,357)	0,001 (0,0010)	659	0,460	0,457	0,014 (df = 655)	185,919***
IMOB PC	0,953*** (0,028)	-1,132** (0,499)	19,935** (8,232)	0,0001 (0,0003)	2.633	0,677	0,676	0,012 (df = 2629)	1.833,116***
IMOB P1	1,075*** (0,042)	-0,863 (0,564)	7,453 (7,364)	0,0003 (0,0010)	1.106	0,693	0,692	0,016 (df = 1102)	830,350***
IMOB P2	0,792*** (0,023)	-1,028* (0,607)	72,950*** (8,202)	-0,0001 (0,0003)	1.527	0,664	0,664	0,009 (df = 1523)	1.004,066***
INDX PC	0,670*** (0,020)	-0,666*** (0,191)	18,002*** (2,321)	0,001*** (0,0001)	4.616	0,764	0,764	0,007 (df = 4612)	4.984,394***
INDX P1	0,461*** (0,019)	-1,154** (0,483)	30,508*** (9,231)	0,001*** (0,0003)	973	0,592	0,591	0,009 (df = 969)	469,075***
INDX P2	0,739*** (0,018)	-0,658 (0,464)	19,87 (14,370)	0,001** (0,0003)	981	0,823	0,822	0,006 (df = 977)	1.509,264***
INDX P3	0,888*** (0,014)	-0,425*** (0,135)	1,953 (1,815)	0,0003 (0,0002)	1.199	0,915	0,915	0,006 (df = 1195)	4.298,997***
INDX P4	0,624*** (0,017)	-1,659** (0,843)	-27,835** (11,039)	0,0003** (0,0002)	1.463	0,671	0,671	0,006 (df = 1459)	993,290***
UTIL PC	0,621*** (0,020)	-0,213 (0,413)	6,783** (2,987)	0,0002 (0,0002)	3.124	0,577	0,577	0,009 (df = 3120)	1.420,032***
UTIL P1	0,757*** (0,031)	0,784*** (0,246)	-1,673 (2,382)	-0,0001 (0,0004)	698	0,755	0,754	0,009 (df = 694)	714,668***

Índice	Rm-Rf	(Rm-Rf) <sup>2</sup>	(Rm-Rf) <sup>3</sup>	C	Obs.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Ajustado	Residual Std. Error	F Statistic
UTIL P2	0,429*** (0,025)	-1,312*** (0,461)	-1,805 (9,708)	0,001** (0,0004)	1.032	0,376	0,374	0,009 (df = 1028)	206,160***
UTIL P3	0,719*** (0,023)	-1,670*** (0,635)	15,703** (7,474)	0,0005* (0,0002)	1.394	0,604	0,604	0,009 (df = 1390)	708,061***

Analisando-se os resultados, constata-se que todos os índices apresentam o coeficiente  $\beta$  estatisticamente significativo ( $p < 0,01$ ) e positivo em todos os subperíodos. Os maiores valores foram identificados para o P1 do IMAT e do IMOB e para o P3 do IFNC, acima de 1, e os menores para o P4 do IEEX, P1 do INDX e P2 do UTIL, com valores entre 0,40 e 0,46. Além disso, todos os índices também apresentaram estatística F significativa ( $p < 0,01$ ) em todos os subperíodos identificados.

Apesar de diversos índices apresentarem o coeficiente  $\gamma$  estatisticamente significativo ( $p < 0,01$  ou  $p < 0,05$ ) em vários subperíodos, o mesmo só é positivo no P1 do ICON, IFNC e UTIL. O gráfico a seguir apresenta as previsões dos modelos das regressões do P1 do ICON, IFNC e UTIL (respectivamente  $p < 0,05$ ,  $p < 0,01$  e  $p < 0,01$  para o  $\gamma$ ) utilizando os coeficientes e constantes significativos estimados, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período:

Gráfico 9 – Previsões dos modelos das regressões do P1 do ICON, IFNC e UTIL, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período



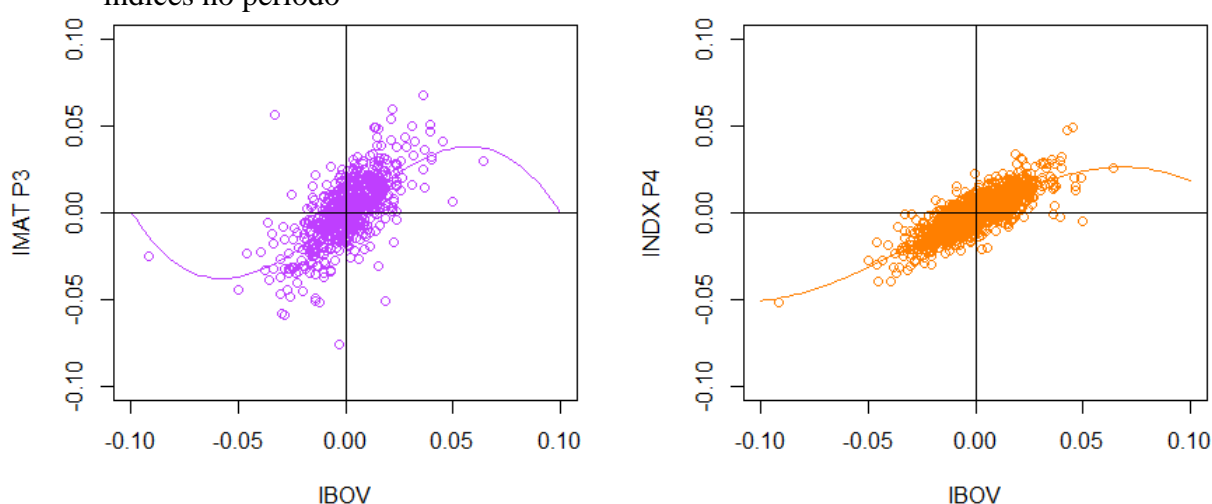
Os gráficos, em especial o referente ao modelo do IFNC P1, ilustram com clareza a situação prevista por Treynor e Mazuy para fundos com  $\gamma$  positivo, mostrando uma redução na volatilidade quando há retornos negativos do mercado e um aumento quando os retornos são positivos.

Vários índices também exibiram o coeficiente  $\delta$  estatisticamente significativo ( $p < 0,01$  ou  $p < 0,05$ ), sendo positivo na maioria dos casos, à exceção do P3 do IMAT e do P4 do INDX, que apresentaram  $\delta$  negativo. Ao contrário do que ocorre com um coeficiente  $\delta$  com valores positivos, os valores negativos desse coeficiente tendem a reduzir a volatilidade do



índice tanto em momentos de baixa, quanto em momentos de alta, sendo mais aparentes os seus efeitos em momentos de retornos extremos. Para melhor visualização dos efeitos desses valores negativos, o gráfico a seguir apresenta as previsões dos modelos das regressões do P3 do IMAT e do P4 do INDX (respectivamente  $p < 0,01$  e  $p < 0,05$  para o  $\delta$ ) utilizando os coeficientes e constantes significativos estimados, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período:

Gráfico 10 – Previsões dos modelos das regressões do IMAT P3 e do INDX P4, juntamente com os pontos referentes aos valores reais dos retornos em excesso dos índices no período



As regressões realizadas também apresentam grande variação no  $R^2$ , tanto na comparação entre índices, quanto dentro dos períodos de um mesmo índice. A regressão para o IMAT, por exemplo, apresenta  $R^2$  igual a 0,883 no P1, com o valor reduzindo-se para 0,352 no período seguinte, menor valor entre todas as estimações. O maior  $R^2$  identificado foi de 0,915 para o P3 do INDX, para o qual apenas os coeficientes  $\beta$  e  $\gamma$  foram significativos ( $p < 0,01$ ).

Por fim, constata-se que todos os índices apresentaram alterações no grau da relação identificada entre os seus retornos em excesso e os do mercado ao longo dos subperíodos analisados, ora exibindo relação linear, ora quadrática, ora cúbica, além de demonstrarem diferenças no valor e no sentido dos coeficientes  $\gamma$  e  $\delta$  estimados, a exemplo do UTIL, cujo  $\gamma$  estimado é positivo no P1 e negativo nos demais, e do INDX, cujo  $\delta$  estimado é positivo no P1 e negativo no P4. Todos os índices também exibiram comportamento diferente nos subperíodos analisados quando comparados com a estimacão feita para o período completo, seja no grau da relação, seja nos valores e sentido dos coeficientes estimados.

## 5 CONCLUSÃO

O presente trabalho identificou que o modelo linear do CAPM pode não capturar adequadamente a relação existente entre os retornos em excesso de um ativo e os do mercado. Todas as regressões estimadas utilizando-se do modelo de 3º grau para o período completo disponível apresentaram um  $R^2$  superior ao do CAPM, à exceção da regressão estimada para o IMAT, cujo valor permaneceu inalterado, demonstrando que o modelo de 3º grau apresenta maior poder explicativo dos retornos em excesso dos índices do que o CAPM.

Além disso, todos os índices analisados com o modelo de 3º grau apresentaram mudanças, entre os subperíodos identificados, no grau da relação entre os seus retornos em excesso e os do mercado, nos valores e na significância estatística dos coeficientes. Dessa forma, a função linear utilizada pelo CAPM aparenta limitar a identificação correta da natureza da relação entre os retornos do ativo e do mercado.

Além disso não aparenta ser adequada a estimação do  $\beta$  daquele modelo utilizando-se de todo o período de dados disponível para um ativo, pois o valor estimado para o mesmo não foi estável ao longo do tempo. O  $\beta$  do P3 do IEEX, por exemplo, foi estimado em 0,928, passando para 0,404 no período seguinte. Ao contrário, o presente trabalho reafirma a necessidade da utilização de técnicas econométricas na identificação dos pontos de quebra nos valores dos coeficientes, visando a sua estimação correta para o período que se busca analisar.

Verificou-se, ainda, que nenhum dos índices conseguiu apresentar um coeficiente  $\gamma$  positivo de forma consistente ao longo do tempo. Apesar de os índices ICON, IFNC e UTIL terem apresentado o referido coeficiente positivo e estatisticamente significativo nos seus respectivos P1, nos períodos seguintes, para os dois primeiros, o mesmo perdeu significância estatística, e, para o último, passou a ser negativo.

Por fim, ressaltou-se que a estatística F foi significativa a 1% para todos os subperíodos de todos os índices, bem como para o período completo, indicando a significância conjunta das variáveis do modelo próprio de 3º grau.

Trabalhos futuros podem buscar aplicar o modelo de 3º grau a outros ativos negociados na Bolsa brasileira, bem como utilizá-lo para a finalidade pensada inicialmente por Treynor e Mazuy para seu modelo: analisar a gestão dos fundos de ação do mercado brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- ANDREWS, D. W. (Julho de 1993). **Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point**. *Econometrica*, 61, pp. 821-856.
- B3. (2019). *Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3*. Acesso em 15 de maio de 2019, disponível em <http://www.b3.com.br/data/files/1C/56/F7/D5/96E615107623A41592D828A8/IBOV-Metodologia-pt-br.pdf>
- B3. (2019). *Units - B3*. Acesso em 15 de maio de 2019, disponível em [http://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/units/](http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/units/)
- BAI, J., & PERRON, P. (Janeiro de 1998). **Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes**. *Econometrica*, pp. 47-78.
- BAI, J., & PERRON, P. (Outubro de 2002). **Computation and analysis of multiple structural change models**. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1).
- Banco Central do Brasil. (2018). *SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. Acesso em 25 de Setembro de 2018, disponível em <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>
- BLUME, M. E. (Março de 1971). **On the Assessment of Risk**. *The Journal of Finance*, 26, pp. 1-10.
- CHOW, G. C. (Julho de 1960). **Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions**. *Econometrica*, 28, pp. 591-605.
- FAMA, E. F., & FRENCH, K. R. (Junho-Agosto de 2004). **The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence**. *Journal of Economic Perspectives*, 18, pp. 25-46.
- LINTNER, J. (Fevereiro de 1965). **The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets**. *The Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- MARKOWITZ, H. (Março de 1952). **Portfolio Selection**. *The Journal of Finance*, 7, pp. 77-91.
- SHARPE, W. F. (Setembro de 1964). **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk**. *The Journal of Finance*, pp. 425-442.
- TREYNOR, J. L. (8 de Agosto de 1961). *Market Value, Time, and Risk*. Acesso em 15 de maio de 2019, disponível em [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2600356](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2600356)
- TREYNOR, J. L., & Mazuy, K. K. (Julho-Agosto de 1966). **Can Mutual Funds Outguess the Market?** *Harvard Business Review*, pp. 231-236.

ZEILEIS, A. (s.d.). *strucchange: Testing, Monitoring, and Dating Structural Changes*. Acesso em outubro de 2018, disponível em Cran-R: <https://cran.r-project.org/web/packages/strucchange/index.html>

## APENDICE A – ESTIMAÇÃO DAS REGRESSÕES DO MODELO DE 3º GRAU PARA CADA ÍNDICE NO PERÍODO COMPLETO E NOS SUBPERÍODOS

Tabela 7 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice ICON, seguida das estimativas para os períodos de quebra identificados:

	ICON			
	Período Completo (3.1.2007 a 21.8.2018)	P1 (3.1.2007 a 22.10.2008)	P2 (23.10.2008 a 28.9.2016)	P3 (28.9.2016 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,657*** (0,016)	0,795*** (0,030)	0,601*** (0,015)	0,790*** (0,028)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-0,346** (0,169)	0,315** (0,150)	-0,328 (0,322)	-0,515 (1,132)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	8,859*** (2,467)	2,438 (2,784)	3,542 (6,618)	-1,325 (13,396)
Constant	0,0003** (0,0001)	-0,001* (0,0004)	0,001*** (0,0002)	-0,0004 (0,0003)
Observations	2.878	448	1.962	468
R <sup>2</sup>	0,741	0,85	0,69	0,748
Adjusted R <sup>2</sup>	0,741	0,849	0,69	0,747
Residual Std. Error	0,007 (df = 2874)	0,008 (df = 444)	0,007 (df = 1958)	0,006 (df = 464)
F Statistic	2.740,126*** (df = 3; 2874)	840,302*** (df = 3; 444)	1.454,643*** (df = 3; 1958)	459,972*** (df = 3; 464)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabela 8 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IEEX, seguida das estimativas para os períodos de quebra identificados:

	IEEX					
	Período Completo (3.1.1995 a 21.8.2018)	P1 (3.1.1995 a 8.2.1999)	P2 (9.2.1999 a 27.8.2002)	P3 (28.8.2002 a 14.1.2008)	P4 (15.1.2008 a 3.1.2013)	P5 (4.1.2013 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,732*** (0,026)	0,732*** (0,021)	0,627*** (0,148)	0,928*** (0,034)	0,404*** (0,022)	0,654*** (0,022)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-0,581 (0,390)	-0,958*** (0,343)	8,045 (6,681)	-1,214** (0,590)	-0,131 (0,338)	-2,074*** (0,598)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	-0,055 (1,465)	0,909 (1,262)	186,794 (140,654)	-9,316 (27,259)	19,060*** (2,712)	33,086*** (7,342)
Constant	0,0004** (0,0002)	0,001 (0,0004)	-0,002 (0,0020)	0,0003 (0,0003)	0,0003 (0,0003)	0,0005** (0,0002)
Observations	5.849	1.014	877	1.334	1.230	1.394
R <sup>2</sup>	0,552	0,77	0,424	0,699	0,582	0,593
Adjusted R <sup>2</sup>	0,552	0,77	0,422	0,698	0,581	0,592
Residual Std. Error	0,014 (df = 5845)	0,013 (df = 1010)	0,024 (df = 873)	0,010 (df = 1330)	0,008 (df = 1226)	0,008 (df = 1390)
F Statistic	2.399,566*** (df = 3; 5845)	1.128,334*** (df = 3; 1010)	214,619*** (df = 3; 873)	1.027,662*** (df = 3; 1330)	569,860*** (df = 3; 1226)	673,737*** (df = 3; 1390)

= 3; 5845) (df = 3; 1010) (df = 3; 873) (df = 3; 1330) (df = 3; 1226) (df = 3; 1390)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabela 9 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IFNC, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:

	IFNC			
	Período completo (4.1.2005 a 21.8.2018)	P1 (4.1.2005 a 5.9.2011)	P2 (6.9.2011 a 7.1.2014)	P3 (8.1.2014 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,984*** (0,017)	0,993*** (0,031)	0,716*** (0,035)	1,048*** (0,016)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	0,803** (0,393)	1,015*** (0,293)	-0,193 (1,276)	0,761 (0,612)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	8,034* (4,306)	4,999 (3,344)	82,236** (39,250)	44,322*** (9,575)
Constant	0,0001 (0,0002)	-0,0001 (0,0003)	0,001 (0,0004)	0,0001 (0,0002)
Observations	3.374	1.653	577	1.144
R <sup>2</sup>	0,754	0,731	0,659	0,872
Adjusted R <sup>2</sup>	0,754	0,73	0,657	0,871
Residual Std. Error	0,010 (df = 3370)	0,012 (df = 1649)	0,008 (df = 573)	0,006 (df = 1140)
F Statistic	3.450,450*** (df = 3; 3370)	1.491,611*** (df = 3; 1649)	369,091*** (df = 3; 573)	2.579,673*** (df = 3; 1140)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabela 10 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IMAT, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:

	IMAT			
	Período Completo (3.1.2006 a 21.8.2018)	P1 (3.1.2006 a 22.8.2013)	P2 (23.8.2013 a 21.12.2015)	P3(22.12.2015 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,982*** (0,029)	1,098*** (0,016)	0,699*** (0,069)	0,990*** (0,066)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-0,252 (0,482)	-0,326 (0,339)	0,649 (1,794)	-1,017 (1,426)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	3,345 (4,119)	-3,019 (2,029)	-113,48 (71,109)	-99,308*** (18,357)
Constant	0,0002 (0,0002)	0,0002 (0,0002)	-0,001 (0,0010)	0,001 (0,0010)
Observations	3.125	1.889	577	659
R <sup>2</sup>	0,724	0,883	0,352	0,46
Adjusted R <sup>2</sup>	0,724	0,882	0,348	0,457
Residual Std. Error	0,011 (df = 3121)	0,008 (df = 1885)	0,013 (df = 573)	0,014 (df = 655)
F Statistic	2.727,015*** (df = 3; 3121)	4.722,247*** (df = 3; 1885)	103,630*** (df = 3; 573)	185,919*** (df = 3; 655)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabela 11 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice IMOB, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:

	IMOB		
	Período Completo (3.1.2008 a 21.8.2018)	P1 (3.1.2008 a 18.6.2012)	P2 (19.6.2012 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,953*** (0,028)	1,075*** (0,042)	0,792*** (0,023)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-1,132** (0,499)	-0,863 (0,564)	-1,028* (0,607)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	19,935** (8,232)	7,453 (7,364)	72,950*** (8,202)
Constant	0,0001 (0,0003)	0,0003 (0,0010)	-0,0001 (0,0003)
Observations	2.633	1.106	1.527
R <sup>2</sup>	0,677	0,693	0,664
Adjusted R <sup>2</sup>	0,676	0,692	0,664
Residual Std. Error	0,012 (df = 2629)	0,016 (df = 1102)	0,009 (df = 1523)
F Statistic	1.833,116*** (df = 3; 2629)	830,350*** (df = 3; 1102)	1.004,066*** (df = 3; 1523)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Tabela 12 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice INDX, seguida das estimações para os períodos de quebra identificados:

	Período Completo (4.1.2000 a 21.8.2018)	INDX			
		P1 (4.1.2000 a 27.11.2003)	P2 (28.11.2003 a 13.11.2007)	P3 (14.11.2007 a 18.9.2012)	P4 (19.9.2012 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,670*** (0,020)	0,461*** (0,019)	0,739*** (0,018)	0,888*** (0,014)	0,624*** (0,017)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-0,666*** (0,191)	-1,154** (0,483)	-0,658 (0,464)	-0,425*** (0,135)	-1,659** (0,843)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	18,002*** (2,321)	30,508*** (9,231)	19,87 (14,370)	1,953 (1,815)	-27,835** (11,039)
Constant	0,001*** (0,0001)	0,001*** (0,0003)	0,001** (0,0003)	0,0003 (0,0002)	0,0003** (0,0002)
Observations	4.616	973	981	1.199	1.463
R <sup>2</sup>	0,764	0,592	0,823	0,915	0,671
Adjusted R <sup>2</sup>	0,764	0,591	0,822	0,915	0,671
Residual Std. Error	0,007 (df = 4612)	0,009 (df = 969)	0,006 (df = 977)	0,006 (df = 1195)	0,006 (df = 1459)
F Statistic	4.984,394*** (df = 3; 4612)	469,075*** (df = 3; 969)	1.509,264*** (df = 3; 977)	4.298,997*** (df = 3; 1195)	993,290*** (df = 3; 1459)

Note:

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

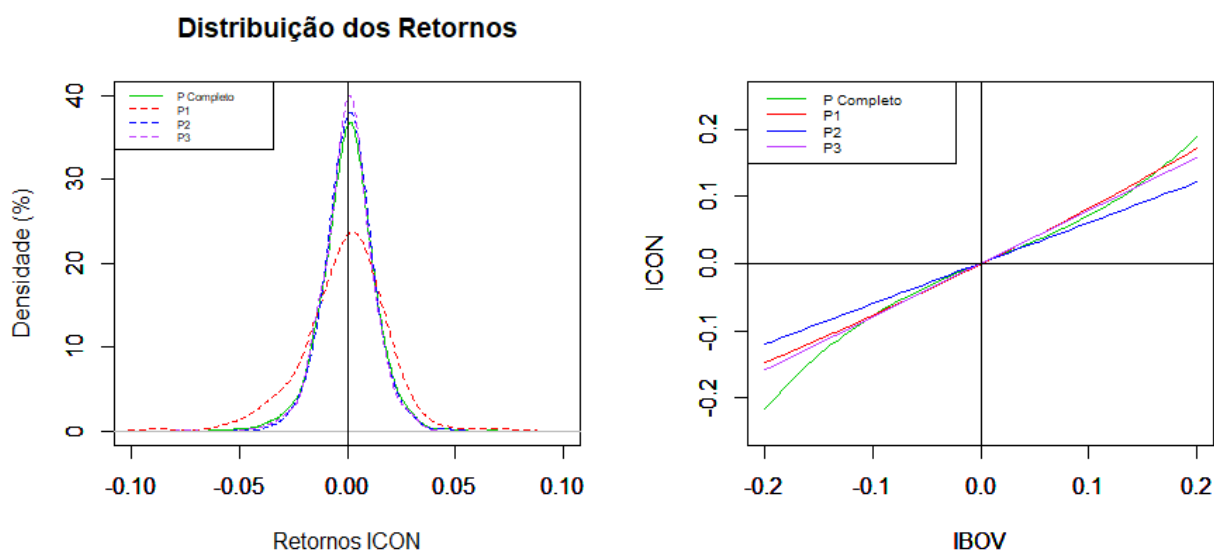
Tabela 13 – Estimação das regressões do modelo de 3º para o período completo do índice UTIL, seguida das estimativas para os períodos de quebra identificados:

	UTIL			
	Período Completo (3.1.2006 a 21.8.2018)	P1 (3.1.2006 a 28.10.2008)	P2 (29.10.2008 a 3.1.2013)	P3 (4.1.2013 a 21.8.2018)
Rm - Rf	0,621*** (0,020)	0,757*** (0,031)	0,429*** (0,025)	0,719*** (0,023)
(Rm - Rf) <sup>2</sup>	-0,213 (0,413)	0,784*** (0,246)	-1,312*** (0,461)	-1,670*** (0,635)
(Rm - Rf) <sup>3</sup>	6,783** (2,987)	-1,673 (2,382)	-1,805 (9,708)	15,703** (7,474)
Constant	0,0002 (0,0002)	-0,0001 (0,0004)	0,001** (0,0004)	0,0005* (0,0002)
Observations	3.124	698	1.032	1.394
R <sup>2</sup>	0,577	0,755	0,376	0,604
Adjusted R <sup>2</sup>	0,577	0,754	0,374	0,604
Residual Std. Error	0,009 (df = 3120)	0,009 (df = 694)	0,009 (df = 1028)	0,009 (df = 1390)
F Statistic	1.420,032*** (df = 3; 3120)	714,668*** (df = 3; 694)	206,160*** (df = 3; 1028)	708,061*** (df = 3; 1390)

Note:

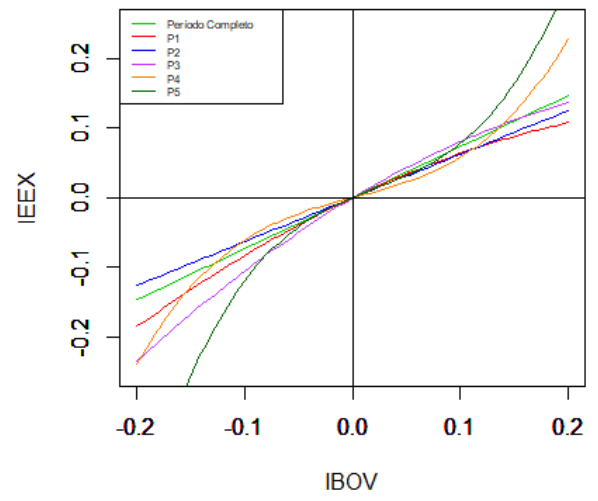
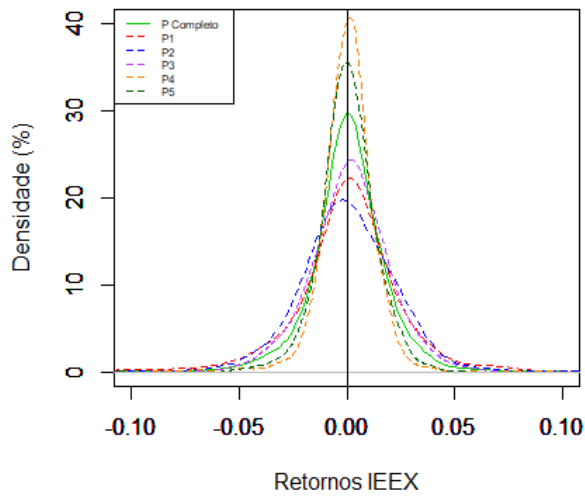
\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

## APÊNDICE B – GRÁFICOS DA DISTRIBUIÇÃO DOS RETORNOS POR PERÍODO E DA PREVISÃO DOS MODELOS DE CADA SUBPERÍODO COM OS COEFICIENTES E CONSTANTES SIGNIFICATIVOS

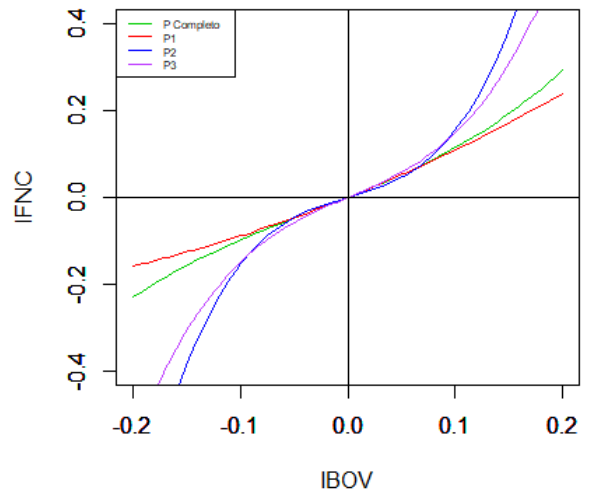
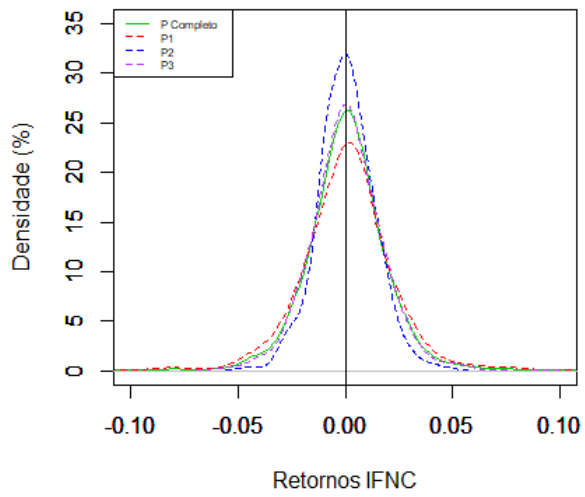




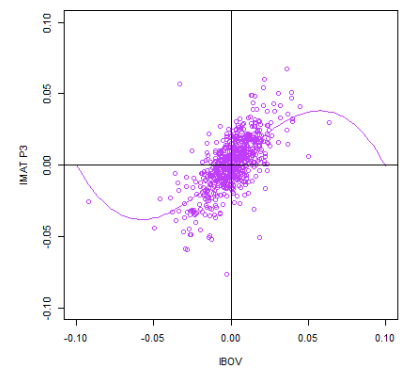
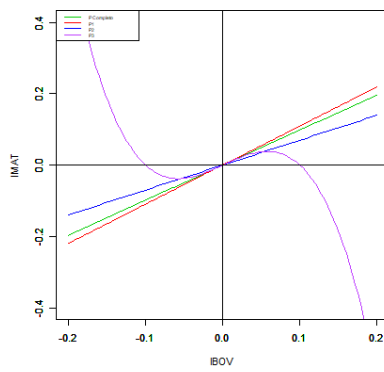
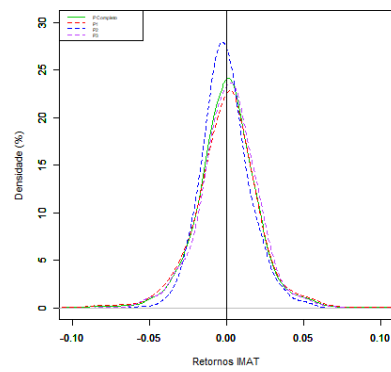
**Distribuição dos Retornos**



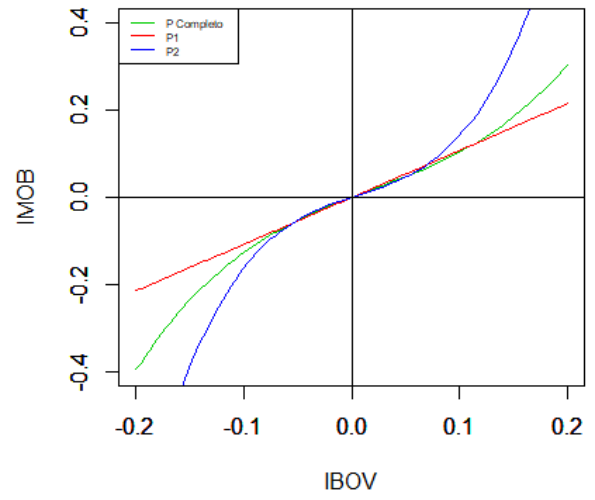
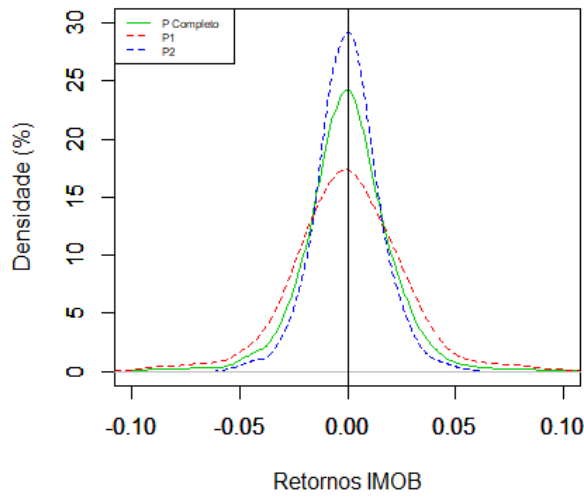
**Distribuição dos Retornos**



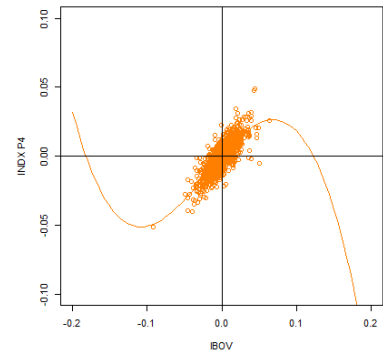
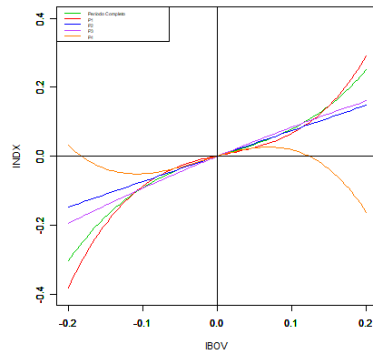
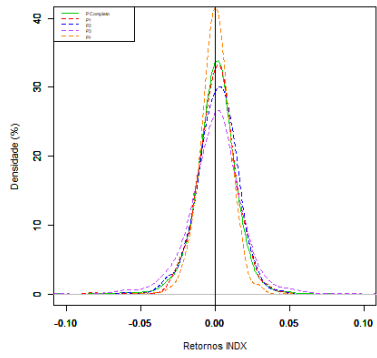
**Distribuição dos Retornos**



### Distribuição dos Retornos



### Distribuição dos Retornos



### Distribuição dos Retornos

