

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
NÍVEL MESTRADO

FERNANDO SCHUMANN

O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO É EFICIENTE?

São Leopoldo (RS)
2013

Fernando Schumann

O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO É EFICIENTE?

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos.

Orientador: Igor Alexandre Clemente de Moraes

São Leopoldo

2013

S392m

Schumann, Fernando.

O mercado acionário brasileiro é eficiente? / Fernando Schumann. – 2013.

112 f. : il. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2013.

"Orientador: Igor Alexandre Clemente de Moraes."

1. Hipótese de mercados eficientes. 2. Efeito segunda-feira.
3. Efeito sell in May and go away. I. Título.

CDU 33

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
(Bibliotecário: Flávio Nunes – CRB 10/1298)

ATA MEC Nº. 03/2013

Aos vinte e sete dias do mês de fevereiro do ano de 2013, às 20h, reuniu-se na sala CPA 205, a Comissão Examinadora de Defesa de Dissertação composta pelos professores: Igor Alexandre Clemente de Moraes, Orientador e Presidente; João Zani, UNISINOS; Tiago Wickstrom Alves, UNISINOS e Guilherme Ribeiro de Macedo, UFRGS, para analisar e avaliar a Dissertação intitulada "**O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO É EFICIENTE?**", apresentada pelo aluno **Fernando Schumann**, candidato ao título de Mestre em Economia. Após a apresentação, arguição e defesa, a Banca atribuiu o seguinte conceito:

Conceito Final: _____ (Aprovado)

As alterações sugeridas pela Banca Examinadora são as seguintes:

De acordo com o assinalado na Banca

O aluno deverá apresentar a versão final do trabalho com as modificações propostas pela Banca Examinadora da Dissertação, no prazo máximo de 30 dias, mediante supervisão do Orientador. São Leopoldo, 27 de fevereiro de 2013.

Mestrando: Fernando Schumann

Prof. Orientador: Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes

Membro: Prof. Dr. João Zani

Membro: Prof. Dr. Tiago Wickstrom Alves

Membro: Prof. Dr. Guilherme Ribeiro de Macedo

Secretária: Patrícia Pianetti Gauss

Assinatura: _____

Assinatura: _____

Assinatura: _____

Assinatura: _____

Assinatura: _____

Assinatura: _____

Aos meus pais, Alseno e Ereni, pela dedicação em possibilitar condições e oportunidades para que seus filhos continuassem os estudos e pelo amor e carinho sempre dispensados.

À minha irmã, Cláudia, ao meu cunhado, Fabiano, e aos meus sogros, Dorgelo e Salete, por sempre me apoiarem quando dos momentos de tensão e ansiedade.

À minha cachorra “Gorda”, pelas brincadeiras que me acalmaram nos momentos de maior ansiedade.

Ao amor da minha vida, Fernanda, pela ajuda incondicional nos piores momentos e por acreditar nesse projeto.

AGRADECIMENTOS

Aos amigos Guilherme Ruffini, Gustavo Schuck e Tiago Tristão, pelas trocas de conhecimento proporcionadas.

Ao Prof. Dr. André Azeredo, pela oportunidade oferecida quando do processo de seleção do mestrado.

Ao Prof. Dr. Igor Morais, pela disponibilidade em orientar e dar atenção sempre que lhe foi solicitado.

Aos meus amigos que sempre me incentivaram e apoiaram para conclusão desta obra.

O único lugar em que o sucesso vem antes do trabalho é no dicionário.
(Albert Einstein)

RESUMO

A eficiência ou não dos mercados é um assunto que permanece polemizado por diversos acadêmicos e profissionais do mercado, na medida em que alguns sugerem sua eficiência, e outros se mostram contrários a essa ideia. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é o de verificar se os mercados acionários brasileiros podem ser considerados eficientes, na forma fraca, bem como investigar a possibilidade de existência de anomalias de mercado conhecidas como “efeito segunda-feira” e “efeito *sell in may and go away*”. Com a finalidade de verificar a eficiência de mercado, utilizamos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Para a constatação de presença do efeito segunda-feira, empregamos dois procedimentos, quais sejam: estimação dos coeficientes de regressão com o uso de variáveis *dummies* e teste de Wald, para averiguar uma possível igualdade estatística dos coeficientes; e teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis, para verificação de igualdade de médias e medianas, respectivamente. No que concerne à apuração do efeito *sell in may and go away*, foram utilizados apenas os testes F da Anova e teste de Kruskal-Wallis. Os resultados apresentados sugerem a eficiência do mercado na forma fraca, bem como a não identificação do efeito segunda-feira. No entanto, foi constatada a presença do efeito *sell in may and go away* para os ativos CSNA3 e USIM5, de acordo com a metodologia proposta, ou seja, uma sazonalidade favorável nos meses de novembro a abril para os respectivos ativos, o que, em suma, contraria a Hipótese de Mercados Eficientes (HME).

Palavras-chave: Hipótese de Mercados Eficientes. Efeito Segunda-feira. Efeito Sell in May and Go Away.

ABSTRACT

The efficiency of the markets or not is a matter that remains polemic by several academics and market professionals, in the sense that some studies suggest its effectiveness, and others show themselves against this idea. In this context, the aim of this work is to verify whether the Brazilian stock markets may be considered efficient in the weak form, as well as investigate the possibility of existence of market anomalies known as “Monday Effect” and “Sell in may and go away Effect”. In order to verify the market efficiency, we used Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests. For the observation of Monday effect presence, we employed two procedures, namely: estimation of the regression coefficients using dummy variables and Wald test to investigate a possible statistical equality of the coefficients; and Anova F test and Kruskal-Wallis test to check for equality of means and medians, respectively. Regarding the calculation of Sell in may and go away effect, it was used only Anova F and Kruskal-Wallis tests. The results suggest the market efficiency in the weak form, as well as the no identification of Monday effect. However, it was found the presence of Sell in may and go away effect for the assets CSNA3 and USIM5, according to the methodology proposed, that is, a favorable seasonality in the months from November to April for the respective assets which, in short, contradicts the Efficient Market Hypothesis (EMH).

Keywords: Efficient Market Hypothesis. Monday Effect. Sell in May and Go Away Effect.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Volume anual negociado em Bilhões de Reais (corrigido pelo IPCA).....	11
Tabela 2 – Participação dos investidores de 2005 a 2009	12
Tabela 3 – Quadro Resumo dos Trabalhos para verificação do CAPM e HME.....	29
Tabela 4 – Coeficientes da regressão e p-valores.....	42
Tabela 5 – Variação percentual acumulado por dia da semana.....	43
Tabela 6 – Teste de Wald nos coeficientes da regressão e p-valores	44
Tabela 7 – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por dia da semana e p-valores	45
Tabela 8 – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por semestre e p-valores.....	48
Tabela 9 – Fator de acumulação e percentual total por semestre.....	49

SUMÁRIO	
AGRADECIMENTOS.....	6
RESUMO.....	8
ABSTRACT.....	9
LISTA DE TABELAS.....	10
SUMÁRIO.....	11
1 INTRODUÇÃO.....	10
1.1 Definição do problema.....	13
1.2 Objetivos.....	144
1.2.1 Objetivo geral.....	144
1.2.2 Objetivos específicos.....	144
1.3 Justificativa.....	144
1.4 Delimitação do estudo.....	155
1.5 Limitação do estudo.....	155
1.6 Organização do trabalho.....	155
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	177
2.1 Moderna Teoria de Finanças.....	199
2.1.1 Teoria de Portfólios de Markowitz e CAPM (Modelo de Precificação de Ativos Financeiros).....	2020
2.1.2 Hipótese de Mercados Eficientes.....	222
2.1.3 Defesas e críticas sobre a Hipótese de Mercados Eficientes.....	244
3 METODOLOGIA.....	31
3.1 Hipóteses de eficiência de mercado.....	3131
3.2 Teste de raiz unitária.....	33
3.3 Teste do efeito segunda-feira via regressão.....	34
3.4 Teste F da Anova (análise de variâncias) e teste de Kruskal-Wallis.....	355
3.5 Efeito <i>sell in may and go away</i>	366
3.6 Análise dos dados.....	Erro! Indicador não definido. 6

4 RESULTADOS OBSERVADOS	399
5 CONCLUSÃO	50
REFERÊNCIAS	52
ANEXO A – Gráfico de cotações dos preços das ações	588
ANEXO B – Gráfico dos preços das ações em número índice	62
ANEXO C – Logaritmo natural do preço em número índice e retorno ao quadrado	666
ANEXO D – Estatísticas descritivas dos preços em logaritmo natural	70
ANEXO E – Quadro-resumo: estatística descritiva	74
ANEXO F – Teste de raiz unitária ADF nas séries dos preços em PETR4	75
ANEXO G – Quadro-resumo: teste raiz unitária – ADF	77
ANEXO H – Teste de raiz unitária Phillips-Perron nas séries dos preços em VALE5	788
ANEXO I – Quadro-resumo: teste raiz unitária Phillips-Perron nos preços	80
ANEXO J – Estatísticas descritivas nas séries dos retornos	811
ANEXO K – Quadro-resumo: estatística descritiva dos retornos	84
ANEXO L – Teste de raiz unitária ADF nas séries dos retornos em CSNA3	85
ANEXO M – Quadro-resumo: teste raiz unitária ADF nos retornos	87
ANEXO N – Teste de raiz unitária Phillips-Perron nas séries dos retornos em USIM5	88
ANEXO O – Quadro-resumo: teste raiz unitária Phillips-Perron nos retornos	91
ANEXO P – Equações estimadas AR(1) na GGBR4	92
ANEXO Q – Estatísticas descritivas dos resíduos no ITUB4	92
ANEXO R – Testes LM (1 LAG e 2 LAGS) em BBDC4	93
ANEXO S – Testes de heterocedasticidade Arch (1 LAG E 2 LAGS) em BBAS3	94
ANEXO T – Quadro-resumo: tabela AR(1)	95
ANEXO U – Quadro-resumo dos retornos acumulados em logaritmo natural por dia da semana	96
ANEXO V – Quadro-resumo dos retornos acumulados em percentual por dia da semana	97

ANEXO W – Coeficientes estimados através das variáveis <i>dummies</i> em AMBV4.....	97
ANEXO X – Quadro-resumo dos coeficientes estimados e p-valores.....	98
ANEXO Y – Teste de Wald nos coeficientes estimados em LAME4.....	100
ANEXO Z – Quadro-resumo do teste de Wald nos coeficientes da regressão.....	102
ANEXO AA – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis em PETR4.....	103
ANEXO AB – Quadro-resumo dos testes F da Anova e de Kruskal-Wallis por dia da semana	108
ANEXO AC – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por período (Inverno – Verão) em USIM5.....	108
ANEXO AD – Quadro-resumo dos testes F da Anova e de Kruskal-Wallis por semestre (Inverno e Verão).....	110
ANEXO AE – Quadro-resumo do fator de acumulação e percentual por semestre.....	111

1 INTRODUÇÃO

O mercado de renda variável oferece grandes oportunidades de retorno aos seus investidores, contudo, pode apresentar-lhes, também, riscos consideráveis. Talvez o maior desses riscos seja a ilusão e o desejo de enriquecer num curto espaço de tempo. As inúmeras alternativas de investimento, bem como as incertezas com relação aos retornos obtidos tornam mais difíceis as escolhas por determinado ativo. Outro aspecto a ser considerado é a falta de conhecimento dos investidores, o que faz com que exista uma dependência de analistas. Estudos sobre técnicas e metodologias de investimento vêm sendo discutidas ao longo dos tempos, e as pesquisas realizadas por Markowitz foram um marco na área de finanças. Posteriormente, Sharpe e Fama deram sequência aos estudos de Markowitz, culminando nos pilares do que se convencionou chamar de Moderna Teoria de Finanças.

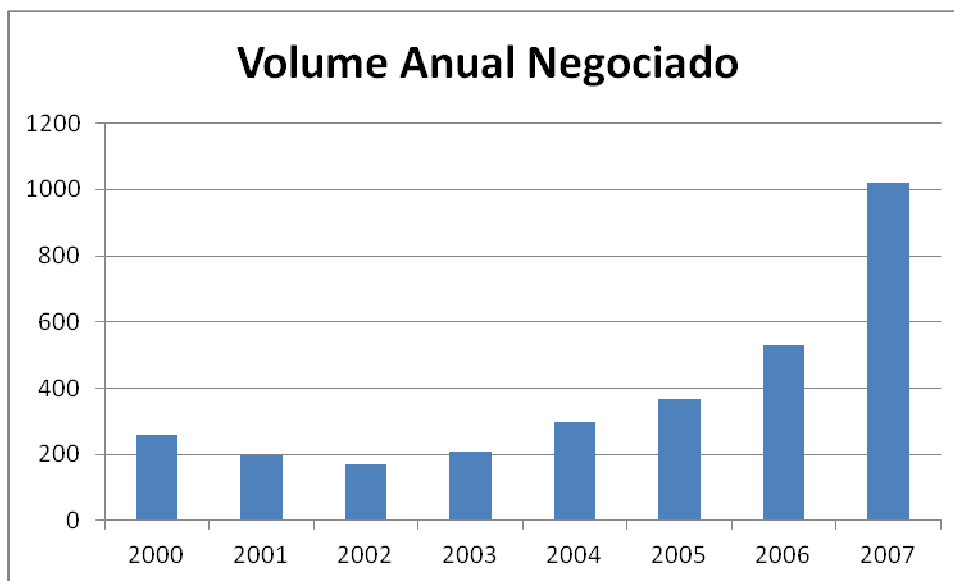
Diversos autores pressupõem, além de outros fatores, a racionalidade do investidor, ou seja, todos os investidores agem no mercado segundo princípios racionais de investimento. No entanto, existem indícios de que os investidores não são racionais em todos os momentos, na medida em que, por diversas vezes, agem de forma emocional ao tomarem decisões de investimento na compra de ações, fato que poderia ser evidenciado através da identificação de determinadas anomalias, isto é, distorções dessa eficiência. A constatação de tais anomalias, no mínimo, põe em evidência a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME). Pode-se apontar a identificação de anomalias por um grande número de trabalhos da área, a saber: o efeito janeiro, o efeito “*sell in may and go away*” (venda em maio e vá embora), o efeito segunda-feira, alguns efeitos de fundamentos (índice preço/lucro, índice preço/valor contábil etc.) e efeitos de ordem técnica (como, por exemplo, alguma estratégia de análise técnica), ver Bernstein (1997).

Embora haja uma crescente literatura em pesquisas acadêmicas mundiais, o que se observa é que, no Brasil, contrariamente, as pesquisas na área são ainda incipientes, assim como o mercado de renda variável, ver Securato (1997). Diversos trabalhos desenvolvidos para o Brasil não são conclusivos e, portanto, abrem margem para diversos questionamentos no que se refere à eficiência ou não dos mercados, além do fato de que são poucas as pesquisas as quais abordam a diversidade de ativos que se pretende estudar por um período tão abrangente.

Aliada a todas essas questões está o fato de que o mercado financeiro brasileiro passou por inúmeras mudanças estruturais durante a década de 1990 a 2000. Em 1994, a implantação do Plano Real tinha como principal objetivo conter a inflação. A partir de então, a economia

brasileira passou a ter maior estabilidade e a publicação da Lei nº 10.303/2001¹ serviria para dar maior proteção ao acionista minoritário. Essas são apenas duas mudanças estruturais que, aliados ao aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional, fizeram com que a bolsa brasileira valorizasse fortemente de 2003 a 2007 e tivesse um aumento significativo do volume financeiro negociado.

Tabela 1 – Volume anual negociado em Bilhões de Reais (corrigido pelo IPCA)



Fonte: Elaborado pelo autor.

Entretanto, o número de investidores pessoas físicas no Brasil ainda pode ser considerado pequeno, totalizando menos de 600 mil². Denota-se, assim, que o investimento em ações no Brasil é algo que está apenas começando, visto ainda a pequena quantidade de pessoas físicas que aplicam diretamente. Além disso, o medo e a insegurança sentidos pela maioria dos investidores que empregam seus recursos na renda variável salientam a carência de maiores pesquisas e de melhor qualificação de diversos profissionais da área, no que concerne à busca por melhores perspectivas de retorno e menores riscos dos investimentos.

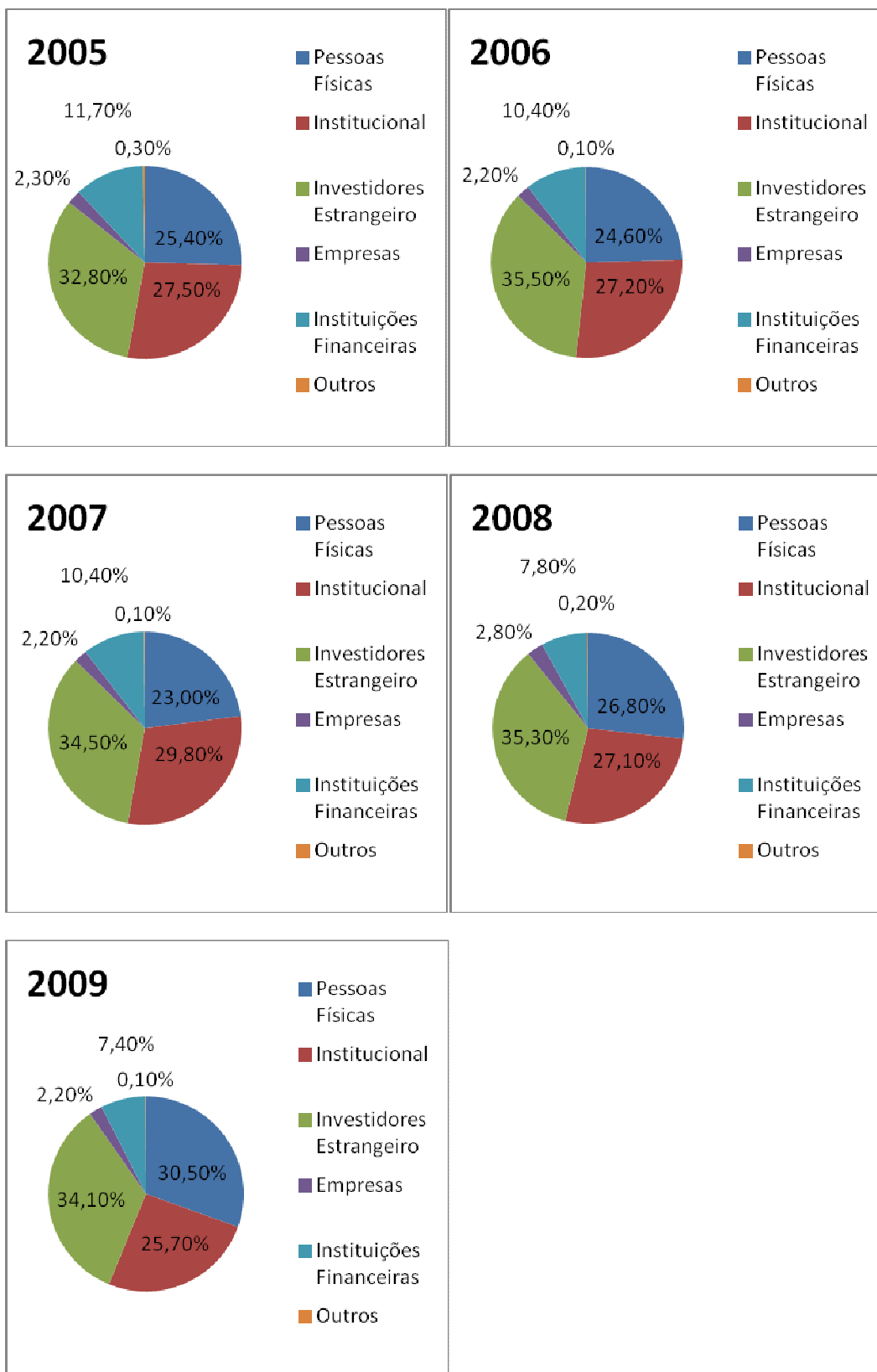
Assim, a motivação para realização deste trabalho surge da perspectiva de proporcionar, aos investidores, maiores subsídios para tomada de decisão em suas aplicações no mercado de renda variável, a partir de um estudo que sugira a ineficiência dos mercados observados.

¹A Lei nº 10.303/2001, que veio para reformar a Lei nº 6.404/1976, tinha como objetivo aumentar os direitos dos acionistas preferenciais e ordinários minoritários.

²Em setembro de 2012, o número de pessoas físicas era de 568.900, segundo a BM&F Bovespa.

Segue tabela com a participação dos investidores de 2005 a 2009:

Tabela 2 – Participação dos investidores de 2005 a 2009



Fonte: Elaborado pelo autor

1.1 Definição do problema

Muito ainda se discute na literatura da área sobre eficiência ou não dos mercados, sem que, no entanto, chegue-se a uma conclusão. Os pilares da Moderna Teoria de Finanças (MTF) estão alicerçados em algumas premissas controversas, entre elas, destaca-se a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), a qual preconiza que nenhum investidor pode obter resultados acima da média de mercado de forma sistemática por um longo período. O que se visualiza na prática dos mercados, todavia, são eventos que, no mínimo, questionam a veracidade da teoria de HME. Diante desses fatores, a presente pesquisa objetiva responder a seguinte pergunta: o mercado de ações brasileiro pode ser considerado eficiente, em sua forma fraca, quando avaliado no período de 03/01/2005 a 29/06/2012?

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo geral

Identificar se o mercado de ações brasileiro se mostrou eficiente, de acordo com a HME, na forma fraca, no período de 03/01/2005 a 29/06/2012.

1.2.2 Objetivos específicos

1. Conceituar as principais teorias que embasaram a Moderna Teoria de Finanças.
2. Observar a possível existência da anomalia conhecida como efeito segunda-feira nas séries de retornos no mercado brasileiro durante o período estudado.
3. Observar a possível existência da anomalia conhecida como efeito *sell in may and go away* (venda em maio e vá embora) nas séries de retornos no mercado brasileiro durante o período estudado.

1.3 Justificativa

Diariamente, são realizadas diversas transações na bolsa de valores, o que significa que compradores e vendedores apostam na direção do mercado. Assim, as opiniões divergem de investidor para investidor e, desta maneira, os negócios proporcionam a liquidez necessária para o desenvolvimento dos mercados.

Existem vários estudos que indagam sobre a eficiência dos mercados e, por isso, vários serviços de análise técnica e fundamentalista são oferecidos aos investidores diariamente. Essa abordagem começou com Fama (1970), que desenvolveu a teoria dos mercados eficientes, citando que, em mercados eficientemente fracos, nenhum tipo de estudo com base em preços passados (estudos de análise técnica) poderia trazer qualquer vantagem para o investidor. Posteriormente, essa literatura evoluiu, adquirindo diversas formulações derivadas, sendo essas testadas em diferentes períodos para vários mercados.

Portanto, discute-se a possibilidade de os estudos de análise técnica trazerem ou não algum tipo de vantagem competitiva para o investidor. Se os mercados forem realmente eficientes, a análise técnica, de forma geral, não passaria de um passatempo, não possuindo tipo algum de aplicabilidade prática.

No entanto, se a pesquisa identificar que os ativos em questão não foram eficientes no período estudado, talvez existam algumas anomalias no mercado que possam ser mais bem aproveitadas por um investidor preparado, ou seja, haveria a possibilidade do investidor obter retornos acima da média de mercado de forma consistente, ao longo dos anos.

1.4 Delimitação do estudo

Serão realizados estudos com 10 ativos selecionados por critérios de liquidez e pelo grau de importância junto ao índice Bovespa, quais sejam: PETR4 (Petrobrás), VALE5 (Vale do Rio Doce), CSNA3 (Companhia Siderúrgica Nacional), USIM5 (Usiminas), GGBR4 (Gerdau), ITUB4 (Itaú Unibanco), BBDC4 (Bradesco), BBAS3 (Banco do Brasil), AMBV4 (Ambev) e LAME4 (Lojas Americanas). A amostra compreende o período de 03/01/2005 a 29/06/2012, totalizando 1.855 dias de base de dados³.

Serão testadas algumas hipóteses estatísticas com a utilização dos ativos citados, com vistas a avaliar se os mesmos foram eficientes no período estudado. Caso não se evidencie a Hipótese de Mercados Eficientes (HME), tenta-se, posteriormente, identificar alguns comportamentos que possam vir a representar algumas vantagens para que o investidor tome suas decisões.

1.5 Limitação do estudo

Uma das maiores limitações impostas ao estudo refere-se à liquidez dos ativos. Por ser um mercado relativamente novo e com poucas ações com liquidez suficiente para constar no Ibovespa, optou-se por 10 ativos que somados possuíssem peso e liquidez ao longo dos anos de 2005 a 2012 no volume financeiro negociado diariamente na Bovespa.

1.6 Organização do trabalho

Levando em consideração os objetivos e os procedimentos metodológicos apresentados, o trabalho foi organizado do modo a seguir descrito.

³Os dados foram cedidos pela empresa Economatica.

O Capítulo 2 trata sobre a revisão de literatura. Nesse capítulo, serão explicadas algumas teorias que fundamentaram o que se convencionou chamar de Moderna Teoria de Finanças, entre elas: Teoria da Utilidade, Teoria dos Jogos, Escolha do Investidor, Risco e, mais detalhadamente, a Teoria de Portfólios, o modelo CAPM e a Hipótese de Mercados Eficientes (HME). Além disso, foram verificadas algumas críticas e ideias contrárias à HME.

O Capítulo 3, por sua vez, trata sobre a metodologia do trabalho. A metodologia, sugerida por nós, para verificar a eficiência ou não do mercado sob a forma fraca, trabalha com os conceitos do passeio aleatório, ou *random walk* e, dessa forma, utiliza-se os testes de raiz unitária para verificação ou não da estacionariedade das séries. Após utiliza-se, entre outros testes, regressões múltiplas, testes F de Anova e Kruskal-Wallis para apuração do efeito segunda-feira e efeito *sell in may and go away*. Além disso, explicam-se quais os passos executados para trabalhar os dados e desenvolver a variedade de testes e procedimentos propostos.

No Capítulo 4, encontramos as explicações dos resultados observados quanto à aceitação ou não da hipótese de eficiência de mercado, na forma fraca, segundo um passeio aleatório. Além desses, explicamos, também, as conclusões sobre a existência ou não dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away*.

Por último, está o capítulo da conclusão.

2 REVISÃO DA LITERATURA

No presente capítulo, explicam-se as principais teorias que serviram de base para a Moderna Teoria de Finanças, entre elas, a Teoria da Utilidade, a Teoria dos Jogos, a Escolha do Investidor, o Risco e, mais detalhadamente, a Teoria de Portfólios, o modelo CAPM, a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) e as críticas à HME.

O conceito de utilidade esperada⁴ está centrado no fato de que o valor de um bem não será determinado por seu preço, mas através da utilidade gerada para o indivíduo, além do fato de que será diferente de pessoa para pessoa. Outra contribuição nessa linha veio com Hicks e Allen (1934)⁵, os quais descrevem o conceito moderno da utilidade, que se caracteriza não como a causa, mas como o efeito das preferências, o que significa dizer que os indivíduos escolhem aquilo que preferem e a utilidade é apenas um instrumento para descrever essa preferência. Apesar de os autores terem fundamentado o conceito moderno de utilidade, os estudos das escolhas, sob condições de incerteza, evoluíram apenas posteriormente, com o desenvolvimento da Teoria dos Jogos, ver Bernstein (1997).

A Teoria dos Jogos⁶ afirma que o comportamento da economia se dará em função da interação entre os agentes, fator que influenciará as decisões e estratégias dos consumidores e produtores (ou fornecedores) de bens (ou serviços). Dessa forma, a teoria pressupõe um ponto de minimax, o qual pode ser entendido como um conjunto de estratégias ótimas para todos os agentes envolvidos no jogo, cujas decisões individuais influenciam, porém não determinam, o resultado do jogo. Assim, o agente buscará, por meio de uma decisão racional, o melhor ganho possível na pior situação encontrada, ver Neumann e Morgenstern (1944) e Bernstein (1997).

⁴Daniel Bernoulli publicou, em 1738, o artigo “*Commentarii Academiae Scientiarum Imperialis Petropolitanae*”, o qual explica o conceito de utilidade esperada.

⁵John Hicks e R. G. D Allen publicaram, em 1934, o artigo “*Uma reconsideração da Teoria do Valor*”, apresentando o conceito moderno da Utilidade Esperada.

⁶Em 1928, John Von Neumann, matemático húngaro-americano, publica o artigo “*Zur Theorie der Gesellschaftsspiele*”, provando o teorema minimax e concluindo que existe sempre uma solução racional para um conflito entre dois indivíduos com interesses totalmente opostos.

Neste período, Oskar Morgenstern, economista alemão, estava terminando o livro “*Implicações Quantitativas do Comportamento do Máximo*”, no qual propunha um debate sobre o individualismo e o coletivismo na economia. Morgenstern conclui que, devido à interação dos indivíduos, os mesmos teriam racionalidade relativa, não plena e, portanto, sua maximização também não seria completa, sendo o Ponto de Máximo diretamente dependente da interação dos indivíduos e indiretamente do meio onde ocorre a interação dos mesmos.

Neumann e Morgenstern publicam, em 1944, “*The Theory of Games and Economic Behavior*” (Teoria dos Jogos e Comportamento Econômico).

Posteriormente, Nash (1950)⁷ provou a existência de um ponto de equilíbrio para jogos entre mais de dois jogadores, desde que todos seguissem decisões racionais e não trocassem informações antes do início dos jogos. Essa teoria ficou conhecida como o Equilíbrio de Nash, sendo, posteriormente, estendida para análises com múltiplos jogadores.

Verifica-se que a Teoria dos Jogos procura estratégias racionais em situações em que o resultado não depende apenas de decisões individuais, mas também de uma estrutura de mercado (concorrentes) em que provavelmente cada participante possua estratégias diferentes para objetivos comuns. São inúmeras as aplicações da Teoria dos Jogos, entre elas, o uso em leilões, oligopólios, sistemas de votação, entre outros, ver Neumann e Morgenstern (1944) e Nash (1950).

Outro conceito muito útil no estudo da moderna teoria de finanças é o que relaciona a escolha do consumidor. Essa teoria estuda as escolhas dos consumidores, dada as opções de consumo, sujeitas a restrições orçamentárias. São três as premissas mais importantes e que dão base sobre as preferências do consumidor⁸.

Destaca-se que as preferências dos consumidores podem ser expressas graficamente através das curvas de indiferença, as quais expressam todas as cestas de mercado ao qual o consumidor é indiferente. Assim, curvas de indiferença que representam níveis diferentes de preferência do consumidor não podem se cruzar. O comportamento do investidor, por sua vez, será semelhante ao comportamento do consumidor, visto que os investidores tomarão suas decisões de investimento de acordo com a relação risco e retorno, sendo que a decisão ótima de escolha do investimento se realizará no ponto em que houver maximização da utilidade esperada do investidor. O investidor racional procura sempre maximizar a utilidade esperada de seus investimentos, uma vez que, sob condições de incerteza, a racionalidade é essencial para a tomada de decisão. A Teoria dos Jogos e a Teoria do Comportamento do Consumidor

⁷John Forbes Nash Junior (1950) apresenta sua tese *Non-Cooperative Games* (Jogos Não Cooperativos, publicada em 1951). Em 1994, Nash foi Nobel de Economia.

⁸As preferências do consumidor (premissas) são divididas em: integralidade ou completa, por meio das quais o consumidor pode comparar as cestas de mercado. Ele irá preferir a cesta A em relação à cesta B, ou preferirá B em relação à A, ou ainda, será indiferente (igualmente satisfeito) com a escolha de qualquer uma delas; transitividade, quando o consumidor prefere A em relação à B, e prefere B em relação à C, então ele preferirá A em relação à C; e mais é melhor que menos, nesta premissa, as mercadorias (bens, e não males) são desejáveis, assim o consumidor sempre preferirá uma maior quantidade a uma menor quantidade.

Macedo Júnior (2003) classifica o comportamento do investidor de forma similar ao comportamento do consumidor, ficando as relações de preferência do investidor classificadas da seguinte forma: completas, quando da existência de portfólios A e B, o investidor preferirá A em relação à B, B à A ou será indiferente a ambos; transitivas, assim, um investidor prefere um portfólio A em relação a um B, e um portfólio B em relação a um C, ele preferirá um portfólio A em relação a um C; mais (retorno) é melhor que menos, desta forma, o investidor sempre preferirá mais retorno do que menos retorno, para dado nível de risco.

forneceram as bases para a ideia de racionalidade do investidor, ver Kriztman (1992), Bernstein (1997), Macedo Junior (2003) e Decourt (2004).

A incerteza em relação ao retorno do investimento realizado é o que se entende por Risco, o qual pode ser dividido em quatro grandes grupos, conforme Duarte Júnior (1996): risco de mercado, risco operacional, risco de crédito e risco legal⁹. Para Damodaran (2002), o próprio conceito de risco não é consenso entre os autores, sendo este considerado apenas como probabilidade de perda por alguns, enquanto outros apontam a possibilidade de ganhos e perdas. O autor cita que, em finanças, o termo risco refere-se à probabilidade de obtermos um retorno sobre um investimento diferente do retorno esperado. Damodaran (2004) define risco como uma combinação de perigo e oportunidade, sendo que a gestão do risco não compreende apenas a minimização das perdas, mas sim a redução dos aspectos negativos do risco (probabilidade de perdas) visando à maximização das oportunidades (probabilidade de ganhos). Securato (1993), por sua vez, define o risco como a possibilidade de fracasso em relação aos objetivos previamente propostos e, de acordo com Knight (1972), o risco refere-se a situações em que se conhecem todos os resultados e probabilidades passíveis de virem a ocorrer.

2.1 Moderna Teoria de Finanças

Anteriormente, explicou-se, de forma geral, a Teoria da Utilidade, a Teoria dos Jogos e o processo de escolha do investidor. Essas teorias são as bases para os estudos da Moderna Teoria de Finanças (MTF), a qual possui seus três principais pilares alicerçados nos trabalhos de Markowitz (1952, 1959)¹⁰, Sharpe (1963) e Fama (1970). Esses três autores foram os precursores que abriram espaço para diversos outros trabalhos e questionamentos acerca dos

⁹Duarte Júnior (1996) divide o risco em quatro grandes grupos: risco de mercado, são os riscos decorrentes da variabilidade do preço do ativo em análise; risco operacional, relaciona-se às possíveis perdas devido a sistemas ineficientes ou controles inadequados, falhas de gerenciamento e erros humanos, dividindo-se em risco organizacional (organizações ineficientes), risco de operações (problemas com sistemas de dados ou armazenamento destes) e risco de pessoal (empregados pouco qualificados ou desinteressados); risco de crédito é o risco de possíveis perdas quando uma das partes não honra suas obrigações, podendo ser dividido em risco país (exemplo das moratórias), risco político (restrições aos fluxos de capitais entre países) e risco de inadimplemento (risco da falta de pagamento); e risco legal, quando um contrato não pode ser legalmente amparado (contratos perdidos ou mal redigidos, falta de representatividade etc.).

¹⁰Em julho de 1952, Henry Markowitz publicou o artigo “*Portfolio Selection*” no *Journal of Finance*” e, pode-se dizer que, a partir desse momento, iniciou-se a Moderna Teoria de Finanças. Em 1959, ele publica o livro “*Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*”, onde explica a teoria de portfólios de forma mais abrangente. Markowitz foi um dos primeiros acadêmicos a incluir a análise do risco na gestão dos investimentos.

conceitos que fundamentam a MTF. São apresentadas, a seguir, de forma resumida, cada uma dessas teorias.

2.1.1 Teoria de Portfólios de Markowitz e CAPM (Modelo de Precificação de Ativos Financeiros)

A Teoria de Finanças sofreu mudanças profundas desde 1950. Com as publicações de Markowitz (1952, 1959), iniciam-se os estudos da MTF. Essa teoria era, inicialmente, um conjunto de regras para os investidores otimizarem a alocação de recursos de acordo com o risco e o retorno esperados. Nesse caso, a escolha da carteira pelo investidor poderia ser feita com base no retorno previsto, na expectativa de risco e na variabilidade dos preços, considerando que o risco da carteira seria minimizado com a diversificação, ao utilizar a correlação que os preços dos ativos possuem entre si.

Assim, o investidor sempre buscará um retorno maior para determinado nível de risco, ou um risco menor para determinado nível de retorno, assumindo, dessa maneira, sua racionalidade. O autor concebe diversas premissas em sua teoria¹¹.

Através dessas premissas, pode-se concluir que o investidor não deve fazer aplicação em um único ativo, mas, por outro lado, a simples diversificação não elimina os riscos da carteira se esses ativos forem altamente correlacionados. Dessa forma, o investidor pode reduzir o risco dos seus investimentos, desde que crie uma carteira de ações com um coeficiente de correlação negativo, tornando, nesse caso, sua carteira eficiente. A melhor combinação dos ativos com risco formará a fronteira eficiente que maximiza essas relações, onde, para determinado nível de risco, não existirá carteira com um retorno superior e, para um nível de retorno, não teremos carteira com menor risco, (Markowitz, 1952,1959) e, para maiores detalhes, ver Black (1972,1993), Roll (1977), Ross *et al.* (1995), Securato (1997) e Tosta de Sá (1999).

¹¹As premissas adotadas por Markowitz foram as seguintes: os investidores avaliam portfólios, com base no valor esperado e na variância (ou o desvio padrão) das taxas de retorno, sobre o horizonte de um período; os investidores nunca estão satisfeitos. Quando postos a escolher entre dois portfólios de mesmo risco, sempre escolherão o de maior retorno; os investidores são avessos ao risco. Quando postos a escolher entre dois portfólios de mesmo retorno, sempre escolherão o de menor risco; os ativos individuais são infinitamente divisíveis, significando que um investidor pode comprar a fração de ação, se assim o desejar; existe uma taxa livre de risco, na qual um investidor pode, tanto emprestar, quanto tomar emprestado; custos de transação e impostos são irrelevantes; e os investidores estão de acordo quanto à distribuição de probabilidades das taxas de retorno dos ativos, o que assegura a existência de um único conjunto de carteiras eficientes.

As ideias de Markowitz vieram a contrariar o pensamento vigente, até então, de que a diversificação, de forma geral, era algo ruim para o investidor. Keynes (1930) era a favor de concentrar seus investimentos tanto quanto possível numa empresa da qual possuísse informações substanciais. Loeb (1935) entendia que o investidor deveria fazer sua aplicação em uma única empresa e acompanhar esse investimento de perto.

As discussões acerca da formação do portfólio ótimo e da relação deste com o mercado e os ativos livres de risco foram intensas entre as décadas de 1950 e 1970, ver Markowitz (1952), Tobin (1958) e Sharpe (1963,1964).

Sharpe (1963) sugeriu que os retornos de todas as ações fossem relacionados a um índice, coeficiente Beta (β), no qual a maior parte das ações estaria correlacionada. O beta (β) do ativo é encontrado através da covariância entre os retornos do ativo e do índice de mercado, dividido pela variância dos retornos do índice.

Para desenvolver o modelo que ficou conhecido como CAPM (*Capital Asset Pricing Model*)¹², Sharpe manteve as premissas de Markowitz (1952) e incluiu algumas novas (Sharpe (1963,1964)¹³. Através das premissas de Markowitz (1952,1959) e de seus novos conceitos, Sharpe (1964) conclui que existe um equilíbrio entre os preços dos ativos no mercado de capitais. Ou seja, a fim de obter uma taxa de retorno maior, o investidor terá que correr riscos adicionais. O portfólio ótimo será o mesmo para todos os investidores e estará na fronteira eficiente, uma vez que o ajuste com mais ou menos risco se dará pelo percentual a alocar entre ativos com risco e livres de risco. Sendo assim, o CAPM é dado por:

$$R_E = i_{lr} + \beta [R_M - i_{lr}] \quad (2.1)$$

Onde:

- **R_E : taxa de retorno exigida do ativo;**
- **i_{lr} : taxa livre de risco;**

¹²Em 1964, Sharpe publica o artigo “*Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*”. Em fevereiro de 1965, John Lintner publica o artigo “*The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets*” e, em dezembro do mesmo ano, publica “*Maximal gains from diversification*”. Em outubro de 1966, Jan Mossin publica “*Equilibrium in a capital asset market*”. Esses quatro artigos, segundo Sharpe et al (1995), constituem a base teórica do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), apesar de alguns autores, como Fama e French (1992), credenciarem a autoria do CAPM apenas a Sharpe e Lintner. O CAPM especifica as condições de equilíbrio no mercado de títulos de renda variável e, fixa.

¹³Além das premissas adotadas por Markowitz, Sharpe incluiu algumas novas para desenvolvimento do CAPM, quais sejam: todos os investidores possuem o mesmo horizonte de um período; a taxa livre de risco é a mesma para todos os investidores; a informação é livre e instantaneamente disponível para todos os investidores; e investidores têm expectativas homogêneas (têm as mesmas perspectivas em relação aos retornos esperados, desvios padrões e covariâncias dos ativos).

- **β : coeficiente beta ou risco sistêmico;**
- **R_M : taxa de retorno esperada a ser paga pelo mercado;**
- ou**
- **$R_M - i_{lr}$: prêmio pelo risco .**

Na equação do CAPM, a taxa de retorno livre de risco é somada ao prêmio pelo risco multiplicado pelo coeficiente Beta. Como resultado, temos a taxa de retorno exigida do ativo, para maiores detalhes e aplicações do modelo, ver Tobin (1958), Fama (1965), Lintner (1965), Mossin (1966), Black (1972), Sharpe *et al.* (1995), Securato (1997) e Berstein (1997).

As premissas assumidas pelo CAPM pressupõe-se consenso dos investidores acerca dos valores finais de todos os ativos; que a distribuição de probabilidades para os ativos disponíveis é aproximadamente normal; que todos os investidores são avessos ao risco; e qualquer investidor pode emprestar ou tomar emprestado quaisquer valores na mesma taxa livre de risco, ver Black (1972). Desconsiderando as demais premissas, o fato de que a taxa de tomar emprestado é mais alta que a de emprestar, invalidaria o modelo. Por isso, o autor propôs algumas mudanças no modelo original do CAPM.

Para Van Horne (1995), os custos de transação afetam o equilíbrio na busca do portfólio ótimo na medida em que, quanto maiores estes custos, menor o número de transações efetuadas pelos investidores para tornar os portfólios verdadeiramente eficientes. Desta forma, o CAPM não seria válido.

Brennam (1970) investigou os efeitos de taxas diferentes para ganhos de capital e dividendos. Além do beta como medida apropriada de risco, seu modelo apresentou outro elemento, que colocava o retorno esperado como função da rentabilidade dos dividendos (dividend yield), além do risco sistemático. Ou seja, para ativos com maiores taxas de retorno, serão exigidos maiores rentabilidades dos dividendos, visto que, os investidores norte-americanos pagam impostos mais caros para ganhos de dividendos do que pagariam por ganhos de capital, ver Copeland & Weston (1992).

2.1.2 Hipótese de Mercados Eficientes

Fama (1970) desenvolve o último pilar da MTF: a Hipótese de Mercados Eficientes (HME). De acordo com a HME, os preços dos ativos financeiros devem refletir todo o

conteúdo de informações relevantes divulgadas aos agentes econômicos. Logo, nenhuma estratégia proporcionará maiores rendimentos do que os auferíveis numa estratégia do tipo *buy and hold* (que consiste em comprar e reter ativos pelo horizonte temporal do investimento), também conhecida como gestão passiva.

Assim, o autor trata sobre a eficiência de mercado, argumentando que essa eficiência ocorre onde os preços fornecem os sinais adequados para alocação de recursos, ou seja, os preços refletem todas as informações disponíveis. O autor, inicialmente, define três condições suficientes para que tenhamos a eficiência dos mercados (de ações, por exemplo), quais sejam: não haja custos de transação com ações; todos os participantes de mercado tenham todas as informações disponíveis isentos de custos; e todos concordem que os preços atuais refletem adequadamente todas as informações disponíveis, assim como entrem em acordo sobre as distribuições de preços futuros das ações.

Dando sequência ao assunto, Fama (1970) reconhece que um mercado sem custos de transação e com todas as informações livremente oferecidas gratuitamente para todos os agentes envolvidos não se evidencia na prática. Ele descreve, no entanto, que, se um número suficiente de investidores acessarem as informações, os mercados serão eficientes. As divergências entre investidores quanto aos preços, em virtude de determinada informação, não implicam na ineficiência de mercado, a menos que determinados investidores possam, frequentemente, fazer melhor uso das informações do que outros.

Fama (1970), portanto, define a eficiência de mercado em três tipos distintos:

- eficiência fraca – nenhum investidor pode obter lucros acima do mercado através de estratégias que se baseiam em preços ou retornos históricos (os analistas técnicos não poderiam obter lucros acima da média de mercado, devido à aleatoriedade dos preços não sujeitos a nenhum tipo de previsão de movimentações futuras, tomando por base o movimento passado); isso é testado via evolução de preços.

- eficiência semiforte – nenhum investidor pode obter lucros em excesso utilizando-se de informações públicas, como balanços e demonstrativos financeiros em geral, notícias de jornais e revistas, relatórios de pregões anteriores, entre outros (os analistas fundamentalistas não conseguiriam auferir lucros maiores que o de mercado); testam-se dados de balanço.

- eficiência forte – nenhum investidor pode obter lucros em excesso utilizando-se de informações confidenciais, não publicáveis ou ditas privilegiadas (*insiders* não obteriam lucros com informações privilegiadas). Testa-se informação privilegiada.

Neste trabalho, irá testar-se a HME sob a forma fraca, uma vez que o interesse do estudo é a evolução do preço, para futuras aplicações e estudos de análise técnica. Para a

verificação empírica da hipótese de eficiência de mercado sob a forma fraca, com base na análise do comportamento das séries temporais dos retornos, uma das metodologias mais utilizadas é a teoria do passeio aleatório (*random walk*), que supõe não existir diferença entre a distribuição condicional dos retornos a uma dada estrutura de informações e a distribuição sem a presença de informações estruturadas, ver Copeland & Weston (1992).

Posteriormente, Fama (1991) desconsidera a visão antiga de formas fraca, semiforte e forte da HME e desenvolve novas nomenclaturas para os testes de eficiência. O teste da forma fraca passou a ser denominado como teste da previsibilidade dos retornos, o teste da forma semiforte passou a se chamar teste para estudo de eventos e, por fim, os testes da forma forte tiveram seu nome alterado para testes de informações privadas.

Damodaran (2004), por sua vez, define eficiência de mercado quando os preços, nesse mercado, refletem informações não tendenciosas do valor real do investimento, podendo os preços estar sub ou superavaliados, desde que de forma aleatória. Assim, nenhum investidor conseguiria obter lucros acima da média de mercado de forma consistente, ao longo dos anos, fazendo uso de determinadas estratégias. Para o autor, se os mercados forem ineficientes, é possível um investidor “perceber” essas falhas e obter retornos maiores do que outro investidor que não possua tamanha capacidade de análise.

2.1.3 Defesas e críticas sobre a Hipótese de Mercados Eficientes

Diversos trabalhos foram realizados com o intuito de verificar se a HME se aplica na prática aos mercados de ações e a outros instrumentos de renda variável, sendo que alguns obtiveram resultados positivos quanto à eficiência dos mercados. Desde os estudos de Fama (1970), portanto, os acadêmicos dividem opiniões sobre a HME, ver Bruni e Famá (1998).

Grossman e Stiglitz (1980)¹⁴ são contrários à HME, alegando que as informações, por terem um custo, não estariam disponíveis a todos os investidores, visto que aqueles os quais alocaram recursos para obtê-las não lucrariam com isso. Além disso, os autores salientam que, se os mercados fossem perfeitamente eficientes em termos de informação, não haveria negociações, pois todos os atores teriam as mesmas expectativas a respeito dos ativos, uma vez que os negócios apenas acontecem por existir dois sujeitos com expectativas opostas (um vendedor e um comprador).

¹⁴Stiglitz recebeu o prêmio Nobel de Economia em 2001 por seus estudos sobre assimetria informacional.

Essas expectativas, muitas vezes, não são baseadas em opiniões puramente racionais. Kimura (2003) cita que os investidores agem de forma irracional, em diversos momentos, impactando o comportamento de mercado como um todo, tornando-o ineficiente. As limitações da racionalidade humana provocam grandes efeitos econômicos, as chamadas anomalias financeiras¹⁵.

Segundo Bruni e Famá (1998), há três conjuntos de anomalias dos mercados de capitais que são consideradas importantes:

- anomalias de calendário – o efeito segunda-feira, o efeito janeiro, o efeito mudança de mês, o efeito *sell in may and go away* (venda em maio e vá embora), entre outros;
- anomalias de fundamentos – temos, como exemplo, índice preço/lucro, índice preço/valor contábil, efeito tamanho, efeito sobrereação e efeito momento;
- anomalias de ordem técnica – o efeito anúncio, dividendos, arbitragem e estratégias de análise técnica.

A seguir, são abordados alguns trabalhos que buscaram testar a eficiência ou não dos mercados, ou, de outra maneira, buscaram provar a existência de determinadas anomalias. Alguns desses apresentaram resultados favoráveis à teoria da HME, outros, entretanto, demonstraram, por meio de suas análises, resultados que, no mínimo, lançam dúvidas quanto à efetividade da teoria.

Basu (1977) verificou que, nos mercados americanos, empresas com índices preço/lucro baixos poderiam estar subvalorizadas, apresentando maiores retornos que o restante do mercado. Basu (1977), Haugen (1995b), Lakonishok, *et al.* (1994) e Haugen e Jorion (1996) concluíram que os preços retornam à média, o que reforça a ideia de mercados ineficientes.

O efeito segunda-feira (ou efeito “dia da semana”) se refere ao comportamento identificado de retornos menores nas segundas-feiras do que nos demais dias da semana. French (1980), em seus estudos com ações que compunham o índice *Standard and Poor’s* (S&P), no período de 1953 a 1977, apurou que os retornos nas segundas-feiras foram significativamente negativos; nas terças-feiras, próximos a zero; e, nas quartas, quintas e sextas-feiras, significativamente positivos.

Lo e Mackinlay (1988) estudaram os retornos semanais (do fechamento de quarta-feira da semana corrente até o fechamento da quarta-feira da semana seguinte) dos ativos

¹⁵De acordo com Brav e Heaton (2006), anomalia financeira é um padrão identificável dos comportamentos dos preços que é inconsistente com a teoria dos mercados eficientes e expectativas racionais de precificação de ativos.

negociados na Bolsa de Valores de Nova Iorque (*New York Stock Exchange – NYSE*) no período de 1962 a 1985, e concluíram que os retornos dos ativos não seguem um passeio aleatório para o mercado americano, utilizando um teste de estimadores das variâncias. Assim, o estudo constatou que o mercado não foi eficiente no período analisado.

Santos *et al.* (2007), questionando a HME, estudaram a anomalia do mercado acionário conhecida como efeito segunda-feira (ou dia da semana) no mercado brasileiro. Os autores, trabalhando com os retornos diários médios do Ibovespa, no período de 1986 a 2006, utilizaram os testes estatísticos F da Anova, t de Student e Kruskal-Wallis. Os resultados apontados indicaram a existência dessa anomalia, uma vez que os retornos médios da segunda-feira foram estatisticamente inferiores aos retornos médios dos demais dias da semana, fato que corroborou para uma ineficiência de mercados.

Santos *et al.* (2007), da mesma forma, estudaram o efeito janeiro no mercado acionário brasileiro, no período de 1969 a 2006, utilizando as mesmas técnicas estatísticas descritas anteriormente. Os autores fizeram uso das cotações mensais dolarizadas do Ibovespa, porém o resultado não indicou a evidência dessa anomalia no mercado brasileiro (indicação de uma eficiência de mercado), uma vez que o mês de janeiro não apresentou estatisticamente retornos superiores aos demais meses do ano. Uma das possíveis justificativas para a não verificação da anomalia sugerida pelos autores é que, na maior parte do período amostral, não eram cobrados impostos sobre ganho de capital no mercado brasileiro.

Régo e Mussa (2008) analisaram as cotações médias diárias para verificar a existência do efeito feriado no Ibovespa e no IBX-100, no período de 2002 a 2007. Ao utilizarem os testes estatísticos F da Anova, t de Student e Kruskal-Wallis, puderam verificar, em seus estudos, a não existência dessa anomalia, na medida em que a média dos retornos dos dias imediatamente anteriores a feriados não se mostraram estatisticamente diferentes dos demais dias, fato que atesta a eficiência fraca de mercado para a análise proposta.

Alves *et al.* (2008) testaram a eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil, no período de 07/07/2000 a 19/05/2006, num total de 307 observações, utilizando cointegração para preços *spot* e futuro. Os estudos não confirmaram a hipótese nula de eficiência de mercado, ou seja, para o período analisado, o mercado de álcool não foi considerado eficiente, na medida em que uma das possíveis razões para a não eficiência seriam as intervenções do governo para manter os preços em determinados patamares.

Famá *et al.* (2008) analisaram o índice *Dow Jones* nos períodos de janeiro de 1930 a julho de 2007, corrigidos pelo *consumer price index*, para o valor de julho de 2007, a fim de verificar o nível de eficiência do mercado de capitais americano. Foram utilizadas as cotações

do índice norte-americano *Dow Jones* de fechamento mensal e como conclusão, o estudo apresentou tanto anomalias como eficiências.

Gaio *et al.* (2009) analisaram as 50 ações mais negociadas na Bovespa nos períodos de 1º/01/2000 a 11/09/2007. Como conclusão, os autores entenderam que as 50 ações analisadas no período não apresentaram indícios de eficiência na forma fraca.

Fabiano *et al.* (2010) estudaram o comportamento das ações da Petrobrás sob a influência dos comunicados de mercado da mesma. Os autores coletaram 121 comunicados da empresa Petrobrás no seu *website* e todas as cotações do ano de 2009, dividindo os comunicados em aspectos legais, captação de recursos, classificação de risco, dividendos, investimentos, novas jazidas e resultados. Analizaram as cotações em três momentos distintos, D-1 (um dia antes do evento), D-0 (o dia do evento) e D+1 (um dia após o evento), sendo que as técnicas utilizadas foram basicamente médias e desvio padrão. Como resultado, atestou-se que as informações relativas a pagamentos de dividendos e resultados obtidos se traduziram nos maiores valores de cotação da ação preferencial da Petrobrás (PETR4). No entanto, os comunicados referentes aos aspectos legais, anúncios de novos investimentos e aquisições de empresas produziram os menores valores de cotação da PETR4. Para comunicados referentes às novas jazidas apresentaram influências positivas na cotação da ação. Essas análises, portanto, apontaram para uma não eficiência de mercado.

Nakamura e Mendonça (2010) estudaram as mudanças sucessivas no logaritmo natural das cotações de alguns índices (Ibovespa, IBX e FGV-100) e preços de algumas ações (Petrobras ON, Vale do Rio Doce PNA, Gerdau PN, Companhia Siderúrgica Nacional ON, Souza Cruz ON e Bradesco PN). O período analisado foi de 02/01/1996 a 03/10/2002, com séries diárias, intervalo de dois dias, intervalo de quatro dias e intervalo de sete dias. Como resultado, os autores afirmaram que a hipótese de eficiência de mercado se comprovou sob a forma fraca na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), analisando-se os coeficientes de correlação linear estudados.

Silva Neto *et al.* (2010) estudaram a eficiência de mercado entre os preços *spot* do boi gordo dos principais mercados no Brasil (Presidente Prudente, Goiânia e Campo Grande) e o preço futuro do boi gordo na BM&F, utilizando dados diários no período de 02/01/2007 a 28/07/2008. As conclusões apontam a eficiência desse mercado de acordo com a metodologia proposta.

Oliveira e Silva (2012) estudaram dois fenômenos: o efeito janeiro e o efeito barômetro de janeiro¹⁶. Foram estudados os retornos mensais reais do Ibovespa de 1968 a 2011. Com a finalidade de apurar o efeito janeiro, foi utilizado o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis. O estudo não detectou o efeito janeiro no mercado brasileiro para o período amostral utilizado, o que indicou a eficiência de mercado para o período em questão. Para a verificação da existência do efeito barômetro de janeiro, todavia, Oliveira e Silva (2012), utilizaram testes de diferenças (teste-t) ou seus equivalentes não paramétricos, de acordo com os testes de normalidade da distribuição dos retornos do índice Ibovespa. No que concerne ao efeito barômetro de janeiro, os resultados foram inconclusivos. Tal efeito tem poder preditivo para os janeiros positivos, entretanto, quando o retorno do mês de janeiro é negativo, a sinalização para o restante do ano é fraca.

O efeito *sell in may and go away* é um fenômeno bastante comentado nos mercados mundiais, Hirsch & Hirsch (2008), segundo o qual existe uma sazonalidade favorável nos mercados de ações para o período compreendido entre abril e novembro, a cada ano, ou seja, de maio a outubro seriam os períodos de baixa e de novembro a abril, os de alta.

Hirsch & Hirsch (2008) verificaram que o retorno acumulado para o período de 1º de maio a 31 de outubro foi de 3,41%, enquanto que o retorno acumulado de 1º de novembro a 30 de abril foi de 5.784,13% para a mesma carteira teórica entre os anos de 1950 e 2006, no mercado americano. Ruffini (2012) descreve que uma ferramenta simples para melhorar o desempenho dos *traders*¹⁷ seria direcionar as atenções para determinados ativos ao longo do ano, evitando negociar aqueles que não sejam sazonalmente favoráveis no período.

Além da MTF, existem outras teorias financeiras que tentam explicar qual a melhor maneira do investidor obter sucesso nos investimentos. Para Taleb (2011), a Teoria do Cisne Negro propõe a gestão do desconhecido, do inesperado. De acordo com esta teoria, eventos inesperados acontecerão e causarão enorme impacto, desta maneira, não podendo ser precificados corretamente quando da gestão de uma carteira de investimentos, por exemplo.

O estudo das novas finanças, Haugen (1995), tenta provar que nem sempre os mercados se comportam de forma tão eficiente quanto na teoria, seja em razão da assimetria nas informações, seja porque os tomadores de decisão, ou investidores, não possuem a mesma percepção do risco, ou mesmo por todos não usarem um mesmo modelo de precificação.

¹⁶Segundo Oliveira e Silva (2012), entende-se por “efeito barômetro”, o efeito no qual o mês de janeiro é um sinalizador de desempenho para o resto do ano.

¹⁷Investidor, que utiliza-se de análise técnica para decisão de compra e venda de ações, opções, derivativos, entre outros.

Além disso, o autor destaca que as premissas do modelo de HME são inviáveis, como, por exemplo, a ausência de impostos ou custos de transação.

Kahneman e Tversky (1979) foram os precursores dos estudos das chamadas Finanças Comportamentais, cujos resultados revelam que os seres humanos estão sujeitos a vieses comportamentais, opondo-se a MTF, que entre outras premissas, defende a racionalidade do investidor. Segundo os autores, o ser humano é avesso ao risco para ganhos e propenso ao risco para perdas, ou seja, as pessoas, em geral, sentem mais a dor da perda de determinada quantia do que o prazer proporcionado pelo ganho de mesmo valor. Talvez essa teoria nos explique a aversão em realizar os prejuízos de determinada ação ou realizar os lucros cedo demais. Quando da desvalorização contínua da mesma, o investidor preferiria esperar a ação voltar para o preço pago do que vender com pequeno prejuízo. Quando a ação está iniciando um ciclo altista, a maioria dos investidores prefere realizar o lucro cedo, ao invés de esperar por um ganho maior.

Como pode ser visto, vários são os estudos realizados sobre a HME, em sua forma fraca, nos diversos mercados mundiais. Entretanto, não há convergência sobre a confirmação da HME, tendo sido vistos resultados diferentes de acordo com o tipo de ativo estudado, o prazo e o mercado. Quanto às anomalias de mercado, alguns trabalhos apontam sua existência; em outros, os resultados não são conclusivos.

Segue um quadro-resumo com alguns trabalhos que tentaram verificar a validação do CAPM e de HME:

Tabela – Quadro Resumo dos Trabalhos para verificação do CAPM e HME:

Pratt (1967)	Após a análise da relação entre risco e retorno de ações ordinárias negociadas no mercado americano entre 1926 a 1960, o autor concluiu que as ações de alto risco não apresentavam o retorno adicional previsto pelo CAPM.
Friend e Blume (1970 e 1973)	Utilizando regressões <i>cross-section</i> entre performances ajustadas ao risco e a variável independente ao risco para ações negociadas entre 1960 e 1968, concluíram que as ações de alto risco apresentaram performances inferiores as ações de baixo risco.
Black, Jensen e Scholes (1972)	Os autores criaram uma metodologia baseada em análise de séries temporais para testar o CAPM. Após a análise de todas as ações negociadas na Nyse entre 1931 e 1965, os resultados apresentados foram que ativos com menores níveis de risco resultaram, na média, em retornos maiores e vice-versa. O CAPM, sem as contribuições de Black, seria rejeitado.

Fama e Macbeth (1973)	Testaram o modelo CAPM com todas as ações ordinárias negociadas na Nyse entre janeiro de 1926 e junho de 1968, e concluíram que um investidor, ao optar por um portfólio, deve assumir uma linearidade entre a relação risco e retorno esperado de um portfólio, conforme definido pelo CAPM.
Blume e Friend (1973)	Observaram os riscos sistemáticos e retornos mensais das ações ordinárias negociadas na Nyse entre 1950 e 1968. Concluíram haver uma relação aproximadamente linear entre riscos sistemáticos e retornos encontrados para os períodos analisados. No entanto, a taxa livre de risco encontrada após as regressões divergiu da taxa livre de risco real. Esse resultado contradiz a versão original do CAPM, mas é explicada através das considerações de Black (1972).
Puggina (1974)	O autor analisou as ações negociadas na Bovespa entre 1968 e 1972. Como resultado, aceita-se a hipótese de que o beta é fator determinante das taxas de retorno de ações ordinárias e preferenciais.
Moraes Jr. (1981)	O autor testou o CAPM na Bovespa no período de 1970 a 1979, utilizando-se retornos nominais e reais. Tomando por base o proposto por Black, Jensen e Scholes (1972), Moraes Jr. não encontrou evidências de que existiria uma relação linear entre retorno e risco. Com base na metodologia de Fama e Macbeth (1973), o autor não conseguiu rejeitar a hipótese de inexistência de relação linear entre risco e retorno. Ou seja, resultados inconclusivos.
Fama e French (1992)	Após análise dos principais resultados de testes do modelo de precificação de ativos financeiros realizados na década de 70, os autores efetuaram novos testes. Suas conclusões reforçaram a importância de outras variáveis, além do beta, na determinação dos retornos. As evidências expostas por Fama e French (1992) concluíram que betas e retornos médios de longo prazo não seriam correlacionados, sendo o beta, portanto, inútil para os investidores.

Fonte: Elaborado pelo autor.

3 METODOLOGIA

Os testes e resultados sobre eficiência de mercado, bem como a existência de anomalias que sugerem a ineficiência dos mesmos, são os mais diversos. Portanto, o intuito desta pesquisa é contribuir com os estudos sobre os testes da hipótese de eficiência de mercados, sob a forma fraca, no mercado brasileiro, utilizando testes de raízes unitárias, bem como verificar a presença dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away* (venda em maio e vá embora).

Na metodologia utilizada, alguns estudos propostos por French (1980), Costa Jr (1990), Silva *et al.* (2002) e Guimarães (2008) serviram de referência. Nesta pesquisa, utilizou-se o preço de fechamento do gráfico diário com 10 ativos do Ibovespa, de janeiro/2005 a junho/2012. Silva *et al.* (2002), Nakamura e Mendonça (2010) e Fabiano *et al.* (2010) também trabalharam com a periodicidade diária.

Os preços de fechamento foram transformados em número índice com o intuito de que todos os ativos estivessem em uma base inicial 100 no dia 03/01/2005. Posteriormente, obteve-se o logaritmo natural dos números índices com o objetivo de diminuir a variabilidade das bases de dados.

O motivo da escolha do período, janeiro de 2005 a julho de 2012, deve-se ao fato do mercado de ações ter realizado as três movimentações possíveis: mercado de alta, baixa e lateral, e desta maneira, dar maior consistência ao estudo.

3.1 Hipóteses de eficiência de mercado

Quando uma série temporal é diferenciada uma vez, e esta nova série é estacionária, diz-se que a série em nível aceita o passeio aleatório, sendo integrada de ordem 1, indicada por $I(1)$. Se a série original precisa ser diferenciada d vezes – extraindo-se d diferenças da série original – antes de se revelar estacionária, diz-se que a série original é integrada de ordem d , ou $I(d)$.

Uma série temporal integrada de ordem 1, ou maior, é uma série temporal não estacionária. Dessa forma, se $d=0$, o processo $I(0)$ resultante corresponde a uma série temporal estacionária. A ordem da integração corresponde ao número de raízes unitárias contida na série ou o número de operações diferenciais necessárias para transformá-la numa

série estacionária. Em um processo caracterizado por passeio aleatório, existe apenas uma raiz unitária, sendo uma série do tipo I (1).

De acordo com a metodologia proposta por Lo & Mackinlay (1988), o problema inicial ao testar a HME, sob a forma fraca, é verificar a hipótese do passeio aleatório, ou dito de outra forma, se os preços dos ativos seguem um passeio aleatório.

Assim, é apresentado o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (3.1)$$

No qual:

- Y_t : a série dos preços dos ativos estudados.
- u_t : é o erro estocástico

Dessa forma, se $\rho = 1$, a hipótese de passeio aleatório não poderá ser rejeitada, representando a eficiência do mercado acionário, sob a forma fraca. Caso contrário, não podemos dizer que o mercado segue um passeio aleatório e, assim, não há evidências de que o mercado seja eficiente. Dito de outra forma:

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

De outra maneira, se

- H_0 : o preço da ação segue um passeio aleatório.
- H_1 : o preço da ação não segue um passeio aleatório.

Se H_0 não for rejeitada, isto é, se o mercado é eficiente seguindo um passeio aleatório, as análises serão realizadas através das séries dos retornos.

A maioria das pesquisas de ativos financeiros utilizam os retornos, ao invés de os preços dos ativos. Segundo Campbell *et al.* (1997), um dos principais motivos seria o fato de que as séries de retornos apresentam melhores propriedades estatísticas do que as séries de preços. A distribuição dos retornos é mais simétrica e estável ao longo do tempo em relação à distribuição de preços, e a série de retornos é mais próxima da estacionariedade do que a série de preços.

3.2 Teste de raiz unitária

Para testar a hipótese de eficiência de mercado são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tem por objetivo verificar a presença de raiz unitária em uma série de dados, considerando como hipótese nula (H_0) a existência de raiz unitária (não estacionariedade) e, como hipótese alternativa (H_1), a presença de estacionariedade. No teste ADF, adiciona-se um número desconhecido de defasagens para a variável dependente em primeira diferença, com o objetivo de capturar o comportamento das variáveis autocorrelacionadas que foram omitidas, ver Dickey e Fuller (1979).

Teste Phillips-Perron (PP), por sua vez, busca fazer uma correção não paramétrica da estatística t para contemplar a presença de autocorrelação nos resíduos, ao invés de usar termos adicionais em diferenças para a variável dependente, como no teste ADF. A hipótese nula continua sendo a de presença de não estacionariedade, ver Phillips e Perron (1988).

Dessa forma, como apontado em Kawakatsu (1998), os testes ADF e PP são realizados em um primeiro instante com os dados da série original e, posteriormente, com os dados da primeira diferença da série. A presença de raiz unitária é caracterizada – ou seja, aceita estatisticamente – quando se aceita a hipótese nula para os dados da série original e rejeita-se a hipótese nula para os dados da primeira diferença. De outra maneira, a confirmação de existência de apenas uma raiz unitária se daria ao identificarmos a raiz unitária nas séries de preços e ao não encontrarmos raiz unitária nas séries de retorno.

Assim sendo, se o mercado revelar a presença de raiz unitária nas séries dos preços, será utilizada a primeira diferença (série dos retornos) e faz-se o teste de raiz unitária ADF nas séries dos retornos para analisar uma possível estacionariedade dos dados. Verificada a estacionariedade nos retornos, modela-se uma regressão do tipo AR($\mathbf{1}$) a fim de analisar os resíduos. Posteriormente, analisam-se a presença dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away* (venda em maio e vá embora).

3.3 Teste do efeito segunda-feira via regressão

Caso os testes com as séries dos retornos revele a presença de estacionariedade, testa-se a existência ou não do efeito segunda-feira nos ativos estudados. O efeito segunda-feira é uma anomalia frequentemente estudada em diversos mercados mundiais, e parte-se do princípio de que os retornos nas segundas-feiras são menores do que nos demais dias da semana. Para verificação do referido efeito, foram utilizados testes paramétricos e não paramétricos, independentemente dos resultados dos testes de normalidade, autocorrelação e heteroscedasticidade apurados nas séries dos retornos, ver Costa Jr. (1990) e Santos *et al.* (2007).

Para apurar a existência ou não do efeito segunda-feira, foram realizados diversos testes e procedimentos. Inicialmente, realizou-se a metodologia proposta por French (1980) e Silva *et al.* (2002), ou seja, com a utilização de variáveis *dummies*¹⁸, uma para cada dia da semana, estimou-se os coeficientes de regressão através do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) e testa-se, para cada dia da semana, a hipótese nula através do teste *t-Student*, verificando-se se os coeficientes estimados são iguais à taxa média de retorno. A seguir, tem-se como hipótese nula:

$$H_0: R_1 = R_2 = R_3 = R_4 = R_5$$

$$H_1: \text{os coeficientes estimados não são todos iguais.}$$

Segue a equação de regressão múltipla:

$$R_t = \alpha + \beta_1 D_{2t} + \beta_2 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Onde:

¹⁸A variável *dummy* é uma variável binomial (1 ou 0), no qual o 1 indica a presença de algum padrão, e 0, a ausência deste, sendo as variáveis *dummies* utilizadas como variáveis independentes.

- R_t : variação do mercado analisado no dia da semana t ;
- α : variação esperada do mercado analisado nas segundas-feiras;
- $\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$: diferenças entre a variação esperada do mercado analisado nas segundas-feiras e a variação esperada do mercado em cada um dos outros dias da semana;
- D_{3t}, D_{4t}, D_{5t} : são as variáveis *dummy* para terça-feira, quarta-feira, quinta-feira e sexta-feira, respectivamente;
- ε_t : erro ou perturbação aleatória.

Em seguida, aplicou-se o Teste de Wald para analisar alguns coeficientes. O teste de Wald, por sua vez, busca testar algumas restrições nos coeficientes estimados, podendo ser utilizado para testar o verdadeiro valor do parâmetro com base na estimativa de amostra. Neste trabalho, utiliza-se o Teste de Wald para apurar se os coeficientes da regressão múltipla da equação anterior são estatisticamente iguais entre si.

Além do proposto pelos autores já citados, buscou-se outras formas de verificar a existência ou não do efeito segunda-feira. Para tanto, na sequência de estudos, utiliza-se o teste F da Anova (teste paramétrico) e o teste de Kruskal-Wallis (teste não paramétrico), utilizados por Costa Jr. (1990) e Santos *et al.* (2007).

3.4 Teste F da Anova (análise de variâncias) e teste de Kruskal-Wallis

O F da Anova é um teste paramétrico, utilizado para comparar médias e verificar se existe alguma diferença entre as médias populacionais, ou seja, sob a hipótese nula de média e variância estatisticamente igual em cada grupo. Um valor de F elevado indica que, pelo menos, uma das médias analisadas é diferente das demais. O p-valor indica a probabilidade de que as médias das séries sejam iguais. Entretanto, Moore (2005) salienta que o teste F não aponta qual ou quais médias são diferentes das demais. Para efeito deste trabalho, será avaliado o p-valor de acordo com um nível de significância a 5%.

O teste Kruskal-Wallis, por sua vez, é um teste não paramétrico, sendo similar ao teste F da Anova, porém sem necessidade de que as séries analisadas pertençam a uma determinada curva de probabilidade. O teste se baseia num *ranking* de observações para verificar se duas ou mais amostras pertencem à mesma população, verificando a hipótese nula de que as k amostras vêm da mesma população ou de populações idênticas com a mesma mediana. A estatística de teste tem uma distribuição χ^2 com $k-1$ graus de liberdade, ou seja, o p -valor indica a possibilidade das séries serem iguais. Se o retorno médio for igual para todos os dias da semana, a estatística Kruskal-Wallis terá um valor de H baixo. Portanto, quanto maior o valor do Kruskal-Wallis, maior a possibilidade de que haja um dia com retorno médio estatisticamente diferente dos demais, ver Siegel e Castellan Jr. (1988), Costa Jr. (1990), McClave *et al* (2001) e Oliveira e Silva (2012).

3.5 Efeito *sell in may and go away*

Efeito segundo o qual o período entre maio a outubro apresenta retornos menores do que o período compreendido entre novembro a abril, nos diversos mercados mundiais. O verão no Brasil compreende o inverno nos EUA, e o contrário da mesma maneira. Com a chegada do verão no hemisfério norte, alguns estudiosos pressupõe que os investidores saem de férias e essa retirada em massa faria com que o retorno do mercado de ações fosse menor entre os meses de maio a outubro. Para apuração desse fenômeno em nossos estudos, dividimos o ano em dois períodos, os quais chamamos de “Verão” (1º/11 a 30/04) e “Inverno” (1º/05 a 31/10) e, sobre essas amostras, aplicamos os testes de igualdade: teste F da Anova (análise de variâncias) e teste de Kruskal-Wallis.

3.6 Análise dos dados

A escolha dos dados na periodicidade diária se deve principalmente por entender-se que, tendo em vista a posterior aplicabilidade prática do estudo proposto, essa periodicidade permite que o *trader* tenha tempo necessário para fazer a análise do ativo e efetuar posterior compra ou venda do mesmo. O critério de escolha das ações se deve pela maior liquidez e, dessa forma, por possuírem um bom número de negócios por intervalo formado, dando maior confiabilidade ao estudo.

Os procedimentos adotados são listados a seguir.

- 1) Foram selecionadas 10 ações: PETR4 (Petrobrás), VALE5 (Vale do Rio Doce), CSNA3 (Companhia Siderúrgica Nacional), USIM5 (Usiminas), GGBR4 (Gerdau), ITUB4 (Itaú Unibanco), BBDC4 (Bradesco), BBAS3 (Banco do Brasil), AMBV4 (Ambev) e LAME4 (Lojas Americanas).
- 2) Transformar as séries de preços em séries de número índice.
- 3) Calcular o logaritmo natural das séries de número índice. Essa base é a nova série de preços.
- 4) Trabalhar com a série de preços em logaritmo natural:
 - a. utilizar as estatísticas descritivas do nível de preços para verificar uma possível não estacionariedade. Analisa-se a média, o desvio padrão, a assimetria e a curtose dos dados, bem como o teste de Jarque-Bera;
 - b. realizar o teste de raiz unitária para confirmar se a série de preços é estacionária ou não, utilizando-se dos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP).

Se a série de preços for estacionária, trabalha-se com a série em nível e parte-se para o item 6. Caso não seja, calcula-se a primeira diferença da série dos preços para utilizar o retorno e verificar se este é uma série estacionária. Se necessário, calcula-se a segunda diferença, terceira diferença e assim sucessivamente até encontrar uma série estacionária.

- 5) Calcula-se a primeira diferença da série e obtém-se o retorno. Trabalha-se com o retorno e realizam-se os mesmos testes do item 4.

Caso a série dos retornos seja estacionária, passa-se ao item 6. Caso contrário, calcula-se a segunda diferença, a terceira diferença e assim sucessivamente, até encontrar uma série estacionária. Nesse item, confirma-se ou não a hipótese dos mercados eficientes.

- 6) Realizam-se os seguintes procedimentos:
 - a. fazer uma regressão do tipo AR(1), analisando as estatísticas descritivas e os coeficientes gerados;
 - b. utilizar o teste LM (Multiplicador de Lagrange) para verificar se possui ou não autocorrelação;
 - c. utilizar o teste ARCH para verificação da presença ou não de heterocedasticidade nas séries.
- 7) Neste item, tenta-se verificar a existência ou não do efeito segunda-feira, trabalhando da seguinte forma:

- a. faz-se uma regressão nas séries dos retornos com o uso das variáveis *dummies*, a fim de obter os cinco coeficientes: $c(1)$, $c(2)$, $c(3)$, $c(4)$ e $c(5)$;
- b. realiza-se o teste de Wald para verificar a hipótese de que $c(1)$, ou seja, o coeficiente de segunda-feira, é diferente dos demais coeficientes;
- c. isolando-se os retornos por dia da semana, utilizam-se os testes de igualdade entre séries, observando o teste F da Anova (teste paramétrico) para médias e o teste de Kruskal-Wallis (não paramétrico) para medianas.

8) Verificação do efeito *sell in may and go away*:

- a. devem ser isolados os retornos por semestres em dois grupos: “Verão” (de 1º/11 a 30/04) e “Inverno” (de 1º/05 a 31/10) e realizam-se os testes de igualdade entre séries, observando o teste F da Anova (teste paramétrico) para médias e o teste de Kruskal-Wallis (não paramétrico) para medianas.

Dessa forma, faz-se, para cada série, a verificação da confirmação da HME nas séries de preços e, posteriormente, a apuração dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away* nas séries dos retornos.

Em seguida, retorna-se para o item 4 e efetua-se a análise da próxima série selecionada.

Assim, aplica-se esse procedimento para as séries das ações PETR4, VALE5, CSNA3, USIM5, GGBR4, ITUB4, BBDC4, BBAS3, AMBV4 e LAME4.

- 9) Verificam-se as rentabilidades acumuladas por dia da semana, por período (“Verão” e “Inverno”) e totais, em Excel, para confrontação com a estatística apurada.

4 RESULTADOS OBSERVADOS

O objetivo deste trabalho foi verificar se o mercado acionário brasileiro se mostrou eficiente no período estudado e tentar identificar a presença dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away* (venda em maio e vá embora). Para tanto, foi efetuada a coleta de base de dados de dez ativos, iniciando em 03/01/2005 e terminando em 29/06/2012.

A base de preços foi convertida para número índice com a finalidade de equalizar os valores na base 100, no dia 03/01/2005. Posteriormente, transformamos os números índices em logaritmo natural, não apenas com o propósito de diminuir a variabilidade das oscilações do retorno, mas também pelas facilidades operacionais que o logaritmo nos permite. Feito isso, passamos a trabalhar com as séries de preços (séries em nível).

Inicialmente, analisaram-se as estatísticas descritivas das séries dos preços e, em todos os ativos, rejeitamos a hipótese nula do teste de Jarque-Bera para um nível de significância de 5%, ou seja, não há evidência de uma distribuição normal. Na sequência, foram efetuados dois testes de raiz unitária para as séries dos preços, quais sejam: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP). A finalidade dos testes de raiz unitária é a de verificar a hipótese do passeio aleatório, sendo essa, segundo Lo & Mackinlay (1988), condição necessária para que os mercados sejam eficientes. Os testes foram analisados de três maneiras possíveis: com constante; com tendência e intercepto; e sem nenhum deles. Em todos os ativos, aceitou-se a hipótese nula (H_0) de existência de raiz unitária para um nível de significância estatística de 5% para ambos os testes, ou seja, aceitou-se o passeio aleatório nas séries dos preços, evidenciando-se, portanto, que essas séries não são estacionárias.

Passamos a analisar as séries de retorno. Conforme Kawakatsu (1998), os testes ADF e PP são realizados, em um primeiro instante, com os dados da série em nível (série de preços) e, posteriormente, com os dados da primeira diferença da série (retornos). A presença de raiz unitária é aceita estatisticamente quando se aceita a hipótese nula para os dados da série original (preços) e rejeita-se a hipótese nula para os dados da primeira diferença (retorno).

À medida que o mercado se revelou não estacionário nas séries de preços, calculamos o retorno dos preços (primeira diferença). Analisando as estatísticas descritivas para as séries dos retornos, novamente identificamos não se tratar de uma curva normal, como evidenciado pelo teste de Jarque-Bera para todas as ações. Efetuamos os testes da raiz unitária ADF e PP

nas séries de retornos para visualizar uma possível estacionariedade da série, sendo que rejeitamos a hipótese nula de existência de raiz unitária nesse teste, isto é, as séries dos retornos são estacionárias, não sendo necessário extrair a segunda diferença, a terceira, e assim sucessivamente. Os testes ADF e PP revelando a presença de raiz unitária nas séries de preço e ausência desta nas séries de retorno, responde à nossa pergunta de pesquisa:

Os preços dos ativos analisados no período seguem um passeio aleatório e, dessa forma, segundo Lo & Mackinlay (1988), essa é a condição para aceitação da HME. Portanto, os mercados analisados podem ser considerados eficientes sob a forma fraca.

Mesmo identificando a eficiência do mercado sob a forma fraca, através da hipótese do passeio aleatório, buscamos analisar as séries de retorno com objetivo de verificar a existência do efeito segunda-feira e/ou o efeito *sell in may and go away*. A verificação de determinadas anomalias de mercado abriria espaço para a possibilidade de arbitragem no mercado de ações, utilizando métodos de previsão para os retornos no futuro.

Assim, efetuamos uma regressão simples para analisar os resíduos gerados quanto à normalidade, autocorrelação e homocedasticidade ou não dos mesmos, estimando os coeficientes $c(1)$ e $c(2)$ ¹⁹ no modelo de regressão das séries dos retornos, bem como analisar os resíduos dessa regressão. Em todas as 10 regressões estimadas, o coeficiente de determinação (R-squared ou R^2) foi inferior a 1%, ou seja, indicando que o modelo de regressão proposto não explica o comportamento da variável dependente, portanto, o retorno não pode ser modelado dessa maneira. Dessa maneira, o resultado do P-valor nos indica se aceitamos ou rejeitamos a hipótese nula (H_0) de que o coeficiente em questão é, estatisticamente, igual a zero. Nos estudos, rejeitamos a hipótese nula de que o coeficiente estimado é igual a zero, apenas para os coeficientes $c(1)$ de AMBV4 e $c(2)$ de USIM5, GGBR4 e ITUB4, sendo, portanto, a constante importante no processo. Evidenciamos que, nessas séries, o retorno de hoje poderia ser explicado, em parte, pelo retorno de ontem. Em termos de estatística F, cujo objetivo é testar se todos os coeficientes das variáveis independentes em conjunto são estatisticamente iguais a zero, apenas USIM5, GGBR4 e ITUB4 não aceitaram a hipótese nula, portanto, o retorno de t poderia ser explicado em parte pelo retorno de $t-1$. Com a utilização do teste de Jarque-Bera nos resíduos da equação estimada, rejeitamos a hipótese nula de distribuição normal para todas as séries dos resíduos.

¹⁹ O Eviews, *software* econométrico amplamente utilizado no meio acadêmico, estima os coeficientes com a finalidade de tentar explicar como se comporta a média condicional do processo.

O teste LM, por sua vez, foi realizado nos resíduos para testar a hipótese nula de que o termo de erro é não autocorrelacionado, sendo que, apenas nos resíduos da VALE5 (teste LM com 2 lags), na AMBV4 (com 1 lag e 2 lags) e em LAME4 (1 lag), rejeitamos a hipótese nula de não autocorrelação, ou seja, os resíduos são correlacionados. Dessa forma, nesses ativos, a rejeição de H_0 indica que os resíduos do momento t tem relação com os resíduos de outros momentos ($t-1$, $t+1$, $t-n$, $t+n$ etc.), ou seja, a verificação de autocorrelação significa que os retornos das ações dependem, pelo menos em parte, de seus retornos passados.

O teste de heteroscedasticidade ARCH é realizado nos quadrados dos resíduos, a fim de testar a hipótese nula de que a variância do termo do resíduo é constante. Pelo teste ARCH, se aceitarmos H_0 , não haveria relação entre os resíduos e a variável independente e os resíduos seriam homoscedásticos. Para todas as séries, rejeitamos a hipótese nula, portanto os resíduos são heterocedásticos, ou seja, variam ao longo do tempo.

É importante lembrarmos que a não normalidade, a não homocedasticidade (ou presença da heteroscedasticidade) e a autocorrelação podem invalidar os testes t e F. Como, em algumas séries, os testes LM revelaram a presença de autocorrelação nos resíduos, e, em todas as séries, o teste ARCH demonstrou a presença de heteroscedasticidade, optou-se por realizar o teste não paramétrico de Kruskal-Wallis nas séries de retorno, além do teste F da Anova, quando da verificação da existência dos efeitos segunda-feira e *sell in may and go away*.

Ao analisar as séries dos retornos e verificar a estacionariedade das mesmas, tenta-se identificar a existência da anomalia conhecida como efeito segunda-feira, a qual pressupõe que os retornos desse dia da semana são inferiores aos retornos dos demais dias. Para verificar a presença desse efeito nas séries dos retornos, realizou-se, primeiramente, o procedimento efetuado por French (1980) e Silva *et al.* (2002), o qual se caracteriza por uma regressão linear múltipla, utilizando variáveis *dummies* e inserindo uma variável *dummy* para cada dia da semana, tornando um para o dia da semana em questão e zero para os demais dias. Assim, testa-se, para cada dia da semana, a hipótese nula através do teste t , de Student, verificando se os coeficientes estimados para cada dia são iguais à taxa média de retorno, usando um nível de significância estatística. Aliado a esse procedimento, utilizou-se, ainda, o teste de Wald, cuja hipótese nula é a igualdade dos coeficientes, com o intuito de verificar se o coeficiente de segunda-feira é, estatisticamente, menor que os coeficientes dos demais dias da semana, ver Lemgruber *et al.* (1988) e Costa Jr (1990).

A seguir, são apresentados os resultados dos coeficientes estimados e p-valores.

Tabela 4 – Coeficientes da regressão e p-valores

COEFICIENTES DA REGRESSÃO					
	SEGUNDA	TERÇA	QUARTA	QUINTA	SEXTA
PETR4	0,059624 [0,6325]	-0,045011 [0,7984]	0,151940 [0,3861]	-0,169831 [0,3355]	-0,042249 [0,8108]
VALE5	0,119888 [0,3459]	-0,049081 [0,7848]	-0,074799 [0,6757]	-0,071166 [0,6923]	-0,086258 [0,6317]
CSNA3	-0,113863 [0,4448]	0,210404 [0,3178]	0,195545 [0,3506]	0,158896 [0,4509]	0,248556 [0,2386]
USIM5	-0,264110 [0,0854]	0,214144 [0,3235]	0,310517 [0,1501]	0,296001 [0,1727]	0,437040 [0,0443]
GGBR4	-0,042291 [0,7712]	0,114831 [0,5763]	0,051750 [0,8002]	0,197234 [0,3376]	0,058037 [0,7779]
ITUB4	0,047940 [0,7112]	-0,007679 [0,9665]	0,060515 [0,7395]	-0,050376 [0,7832]	-0,010158 [0,9558]
BBDC4	0,093070 [0,4390]	0,049501 [0,7708]	0,042485 [0,8016]	-0,101471 [0,5507]	-0,071663 [0,6737]
BBAS3	-0,199194 [0,1549]	0,328096 [0,0974]	0,272136 [0,1668]	0,386827 [0,0508]	0,282627 [0,1538]
AMBV4	0,110069 [0,2556]	0,044841 [0,7431]	-0,052940 [0,6972]	0,073172 [0,5930]	-0,054724 [0,6895]
LAME4	-0,033979 [0,8201]	0,208095 [0,3244]	-0,060999 [0,7715]	0,179454 [0,3957]	0,260627 [0,2177]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao analisar os coeficientes estimados, observamos o valor da estatística gerada e seu respectivo p-valor, testando a hipótese nula de que o coeficiente em questão é estatisticamente igual a zero. A USIM5 apresentou como p-valor do teste t de Student, no coeficiente $c(1)$, [0,0854], para um coeficiente estimado de -0,264110. Se estivéssemos trabalhando com um nível de significância estatística de 10%, teríamos apurado o efeito segunda-feira para esse ativo. Entretanto, como, para este trabalho, padronizamos, para aceitação das hipóteses dos diversos testes, um nível de significância estatística de 5%, aceitamos H_0 no teste e, dessa maneira, recusamos a presença do efeito segunda-feira. O mesmo ocorre para BBAS3 nos coeficientes $c(2)$, com coeficiente estimado de 0,328096 e p-valor de [0,0974], e coeficiente $c(4)$, 0,386827 e p-valor de [0,0508]. Se trabalhássemos com um nível de significância de 10%, aceitaríamos que esses dias possuem, em média, retornos superiores em relação aos

demais dias da semana. O único coeficiente aceito, dentro dos parâmetros dos 5% de significância estatística, foi o de USIM5 para sexta-feira, $c(5) = 0,437040$ e p-valor de $[0,0443]$, indicando que, nas sextas-feiras, os retornos são maiores do que nos demais dias da semana. Esse resultado vai ao encontro do observado nos estudos feitos em planilha Excel, nos quais acumulamos o retorno total por dia da semana, apresentando um valor de 88,96% para USIM5 na sexta-feira, o maior retorno acumulado do ativo dentre os cinco dias da semana, durante o período estudado. Seguem os retornos acumulados por dia da semana:

Tabela 5 – Variação percentual acumulado por dia da semana

VARIACÃO PERCENTUAL (%)						
	SEGUNDA	TERÇA	QUARTA	QUINTA	SEXTA	RETORNO ACUMULADO TOTAL DO ATIVO NO PERÍODO
PETR4	24,61	5,56	122,49	-33,41	6,60	107,73
VALE5	55,64	29,95	18,58	19,70	13,17	224,90
CSNA3	-34,31	42,93	36,17	18,08	64,16	147,85
USIM5	-62,26	-16,88	19,17	12,49	88,96	-20,54
GGBR4	-14,45	30,79	3,64	77,14	5,97	117,67
ITUB4	19,35	16,06	50,68	-0,89	14,92	137,71
BBDC4	40,98	69,47	66,93	-3,05	8,20	318,34
BBAS3	-52,05	61,11	31,75	99,84	35,94	176,50
AMBV4	50,10	77,39	24,10	96,63	22,59	696,54
LAME4	-11,78	90,45	-30,16	71,05	130,27	362,14

Fonte: Elaborado pelo autor.

Apurando os resultados dos testes de Wald, o qual compara a igualdade entre os coeficientes, apenas o resultado entre os coeficientes de segunda-feira e sexta-feira para o ativo USIM5 rejeitou a hipótese nula de que os coeficientes em questão são estatisticamente iguais entre si, dado um nível de significância de 5%, apresentando um p-valor de $[0,0412]$ para uma estatística de $-2,043138$. Dessa forma, pelo proposto por French (1980), para o ativo USIM5, segundas-feiras e sextas-feiras possuem retornos estatisticamente diferentes. De qualquer forma, não se evidencia o efeito segunda-feira, uma vez que foi o coeficiente $c(5)$, sexta-feira, que se revelou estatisticamente diferente de zero, quando das regressões via variáveis *dummies*, e não o coeficiente $c(1)$, segunda-feira. Seguem os resultados dos testes de Wald e seus respectivos p-valores entre segunda-feira e os demais dias da semana.

Tabela 6 – Teste de Wald nos coeficientes da regressão e p-valores

TESTE DE WALD NOS COEFICIENTES DA REGRESSÃO				
	2ª e 3ª	2ª e 4ª	2ª e 5ª	2ª e 6ª
RPETR4	0,375454 [0,7074]	-0,331954 [0,7400]	0,823114 [0,4105]	0,365346 [0,7149]
RVALE5	0,594461 [0,5523]	0,686392 [0,4926]	0,671980 [0,5017]	0,724865 [0,4686]
RCSNA3	-0,973602 [0,3304]	-0,930958 [0,3520]	-0,818730 [0,4130]	-1,087563 [0,2769]
RUSIM5	-1,394379 [0,1634]	-1,678911 [0,0933]	-1,632598 [0,1027]	-2,043138 [0,0412]
RGGBR4	-0,483401 [0,6289]	-0,289939 [0,7719]	-0,736724 [0,4614]	-0,308502 [0,7577]
RITUB4	0,192178 [0,8476]	-0,043541 [0,9653]	0,339613 [0,7342]	0,200634 [0,8410]
RBBDC4	0,162103 [0,8712]	0,188608 [0,8504]	0,723617 [0,4694]	0,612575 [0,5402]
RBBAS3	-1,685217 [0,0921]	-1,509560 [0,1313]	-1,872416 [0,0613]	-1,539065 [0,1240]
RAMBV4	0,301485 [0,7631]	0,755029 [0,4503]	0,170495 [0,8646]	0,761265 [0,4466]
RLAME4	-0,724985 [0,4686]	0,081095 [0,9354]	-0,639034 [0,5229]	-0,881834 [0,3780]

Fonte: Elaborado pelo autor.

O retorno total acumulado na segunda-feira foi o menor do que nos demais dias da semana em quatro dos dez ativos, quais sejam: CSNA3 (-34,31), USIM5 (-62,26), GGBR4 (-14,45) e BBAS3 (-52,05) (ver Tabela 2). Entretanto, pela análise dos coeficientes através da regressão múltipla via variáveis *dummies* e pelo teste de Wald, recusamos a hipótese de existência do efeito segunda-feira, de acordo com esta metodologia.

Mesmo não aceitando a hipótese do efeito segunda-feira pelo método da regressão múltipla com o uso de variáveis *dummies* e pelo teste de Wald, outros modelos foram procurados para tentar verificar a existência desse efeito, para, assim, dar maior segurança aos resultados. Então, optou-se por dois diferentes testes: o F da Anova e o Kruskal-Wallis.

Ao aplicarmos o teste paramétrico F da Anova, para comparar médias de duas amostras, são exigidas algumas condições, quais sejam: cada uma das duas amostras deve provir de uma população normal; as variâncias devem ser homogêneas; e os resíduos devem ser independentes, com distribuição normal e com variância finita e constante. Alguns artigos

utilizam a estatística F para testar a diferença entre médias, entretanto, Costa Jr. (1990), McClave *et al* (2001) e McCabe e Moore (2002) ressaltam que a utilização dessas pressupõe normalidade das distribuições empregadas com variâncias iguais.

Como os testes de Jarque-Bera revelaram que tanto as séries de retornos como as de resíduos não são de uma distribuição normal, os testes de heteroscedasticidade ARCH apontaram que as variâncias nos resíduos não são homogêneas e, em algumas séries, os testes LM identificaram a autocorrelação nos resíduos, as premissas para uso de testes paramétricos teriam sido violadas. Dessa maneira, optou-se por isolar os retornos dos diferentes dias da semana e aplicar dois testes de natureza distinta: um teste paramétrico, o teste F da Anova e um teste não paramétrico, o teste de Kruskal-Wallis. A motivação para tal fato tem o propósito de fornecer maior precisão às análises.

Aplicando-se os referidos testes nas séries de retornos (segunda-feira a sexta-feira), foram efetuados, primeiramente, os testes entre os cinco dias da semana e, posteriormente, os testes entre segunda-feira e os demais dias da semana. Com esses testes, num primeiro momento, comparamos médias e medianas entre todos os dias e, posteriormente, entre segunda-feira e terça-feira e, assim, sucessivamente, até segunda-feira e sexta-feira, através dos testes F da Anova e de Kruskal-Wallis. O nível de significância estatística mínimo para aceitar a hipótese nula estipulada continua sendo de 5%. Seguem os resultados dos testes F da Anova e Kruskal-Wallis, por dia da semana:

Tabela 7 – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por dia da semana e p-valores (continua)

	TESTE	5 DIAS	2 ^a /3 ^a	2 ^a /4 ^a	2 ^a /5 ^a	2 ^a /6 ^a
PETR4	ANOVA	0,872714	0,058838	0,649738	0,821688	0,056997
	P-VALOR	[0,4795]	[0,8084]	[0,4205]	[0,3650]	[0,8114]
	KRUSKAL-WALLIS	7,868127	0,508689	1,377334	2,105197	0,224254
	P-VALOR	[0,0965]	[0,4757]	[0,2406]	[0,1468]	[0,6358]
VALE5	ANOVA	0,072502	0,064802	0,141633	0,137926	0,229865
	P-VALOR	[0,9904]	[0,7991]	[0,7068]	[0,7105]	[0,6318]
	KRUSKAL-WALLIS	0,897249	0,369170	0,092337	0,207164	0,804800
	P-VALOR	[0,9250]	[0,5435]	[0,7612]	[0,6490]	[0,3697]
CSNA3	ANOVA	0,419233	0,907884	0,757598	0,527258	1,454772
	P-VALOR	[0,7949]	[0,3410]	[0,3844]	[0,4680]	[0,2282]
	KRUSKAL-WALLIS	2,486236	0,750675	1,648628	0,199843	1,664635
	P-VALOR	[0,6471]	[0,3863]	[0,1991]	[0,6548]	[0,1970]
USIM5	ANOVA	1,110112	0,898906	1,845450	1,747659	4,059514
	P-VALOR	[0,3500]	[0,3434]	[0,1747]	[0,1866]	[0,0443]
	KRUSKAL-WALLIS	4,641292	0,964742	3,309322	1,470515	3,481372
	P-VALOR	[0,3261]	[0,3260]	[0,0689]	[0,2253]	[0,0621]

Tabela 7 – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por dia da semana e p-valores (continuação)

GGBR4	ANOVA	0,266883	0,273810	0,057973	0,839279	0,084054
	P-VALOR	[0,8993]	[0,6009]	[0,8098]	[0,3599]	[0,7720]
	KRUSKAL-WALLIS	1,211676	0,288863	0,425545	0,771521	0,017565
	P-VALOR	[0,8762]	[0,5909]	[0,5142]	[0,3797]	[0,8946]
ITUB4	ANOVA	0,096106	0,001641	0,094998	0,069147	0,003065
	P-VALOR	[0,9837]	[0,9677]	[0,7580]	[0,7927]	[0,9559]
	KRUSKAL-WALLIS	1,817439	0,138538	1,149967	0,005513	0,434779
	P-VALOR	[0,7693]	[0,7097]	[0,2836]	[0,9408]	[0,5097]
BBDC4	ANOVA	0,319203	0,078340	0,056150	0,320307	0,183198
	P-VALOR	[0,8653]	[0,7796]	[0,8128]	[0,5716]	[0,6688]
	KRUSKAL-WALLIS	2,676614	0,005389	0,740583	0,449993	0,170996
	P-VALOR	[0,6133]	[0,9415]	[0,3895]	[0,5023]	[0,6792]
BBAS3	ANOVA	1,133421	2,656820	1,698462	3,769978	2,180165
	P-VALOR	[0,3389]	[0,1035]	[0,1929]	[0,0526]	[0,1402]
	KRUSKAL-WALLIS	5,020529	2,053480	3,076653	4,009041	2,468098
	P-VALOR	[0,2852]	[0,1519]	[0,0794]	[0,0453]	[0,1162]
AMBV4	ANOVA	0,352582	0,109300	0,148505	0,293324	0,173747
	P-VALOR	[0,8424]	[0,7410]	[0,7001]	[0,5883]	[0,6769]
	KRUSKAL-WALLIS	2,880374	0,705685	0,175143	1,370514	0,147403
	P-VALOR	[0,5780]	[0,4009]	[0,6756]	[0,2417]	[0,7010]
LAME4	ANOVA	0,884557	0,945339	0,083303	0,742102	1,484973
	P-VALOR	[0,4723]	[0,3312]	[0,7729]	[0,3893]	[0,2234]
	KRUSKAL-WALLIS	1,967646	0,430355	0,064438	0,553576	1,688381
	P-VALOR	[0,7417]	[0,5118]	[0,7996]	[0,4569]	[0,1938]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como critério de verificação da hipótese nula, observou-se apenas o p-valor, não levando em conta os números F (teste da Anova) e H (teste de Kruskal-Wallis). Como os testes anteriores revelaram que as distribuições não são normais, existe autocorrelação nos resíduos em determinadas séries e que há presença de heteroscedasticidade para todas as séries, o teste de Kruskal-Wallis dá maior respaldo que o teste F.

Os resultados observados para USIM5, na confrontação de segunda-feira e sexta-feira, foram um p-valor de [0,0443] para USIM5, observado pelo teste F da Anova, e um p-valor de [0,0621], para o teste de Kruskal-Wallis. Dessa forma, rejeitamos a hipótese nula de igualdade entre as médias de segunda-feira e sexta-feira pelo teste da Anova. Entretanto, pelo teste de Kruskal-Wallis, aceitamos a hipótese de igualdade entre as medianas de segunda-feira e sexta-feira.

O ativo BBAS3, na confrontação entre segunda-feira e quinta-feira, apresentou um p-valor de [0,0526] para o teste da Anova, no qual foi aceita a hipótese nula de igualdade entre as médias. Porém, foi rejeitada a hipótese de igualdade entre medianas, através do teste de Kruskal-Wallis, obtendo-se um p-valor de [0,0453], abaixo dos 5% de nível de significância exigido para aceitação da hipótese nula. Os retornos acumulados para o ativo BBAS3 foram

de -52,05%, nas segundas-feiras, e 99,84%, nas quintas-feiras. Esses resultados vão ao encontro do coeficiente $c(4)$ encontrado para quinta-feira, 0,386827, e seu respectivo p-valor de [0,0508], quando da análise via variáveis *dummies*. Concluímos, dessa maneira, a existência de diferenças estatísticas entre segunda-feira e quinta-feira, porém não fica clara a existência do efeito segunda-feira para o ativo em questão, uma vez que apenas o coeficiente estimado de quinta-feira foi significativo, através da regressão múltipla via variáveis *dummies*.

Anteriormente, pela análise dos coeficientes, de acordo com o teste de Wald, havia-se rejeitado a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes de $c(1)$ e $c(5)$ para o ativo USIM5, ou seja, entre segunda-feira e sexta-feira, porém, como, em todas as outras apurações, o teste de Wald aceitou a igualdade dos coeficientes, incluindo os demais testes efetuados no ativo USIM5, rejeitamos a hipótese de existência do efeito segunda-feira.

Dessa maneira, nossos resultados evidenciam a não existência do efeito segunda-feira para os ativos estudados, pelas análises dos coeficientes de regressão via variáveis *dummies* e através dos testes de Wald para os coeficientes. Da mesma maneira, recusou-se a existência do efeito segunda-feira, de acordo com o teste F da Anova e o teste de Kruskal-Wallis.

Verificada a não existência do efeito segunda-feira, passou-se a analisar a existência do efeito *sell in may and go away*. Esse efeito é comumente comentado por analistas e investidores das diversas bolsas mundiais.

Ruffini (2012) identificou a presença e relevância de fatores sazonais no mercado de ações brasileiro. Assim sendo, objetivou-se realizar os devidos testes na tentativa de verificação do efeito *sell in may and go away*, para que, uma vez presenciado o efeito, os resultados possam vir a melhorar o processo de tomada de decisão do investidor.

O primeiro passo realizado foi dividir o ano em dois semestres, sendo um chamado de “Inverno”, o qual compreende o período de 1º/05 a 31/10 do mesmo ano, e o outro de “Verão”, correspondente ao período de 1º/11 de um ano t a 30/04 de um ano $t+1$. Dessa forma, dividimos os retornos apurados nos ativos de acordo com o proposto e obtivemos duas bases amostrais por ativo. Aplicamos os testes de igualdade F da Anova (teste paramétrico) e de Kruskal-Wallis (não paramétrico).

Seguem os resultados dos testes F da Anova e de Kruskal-Wallis, por períodos (Inverno e Verão) nos 10 ativos.

Tabela 8 – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por semestre e p-valores

	TESTES	INVERNO/VERÃO
PETR4	ANOVA	1,213315
	P-VALOR	[0,2708]
	KRUSKAL-WALLIS	0,282156
	P-VALOR	[0,5953]
VALE5	ANOVA	0,342254
	P-VALOR	[0,5586]
	KRUSKAL-WALLIS	0,070723
	P-VALOR	[0,7903]
CSNA3	ANOVA	5,849937
	P-VALOR	[0,0157]
	KRUSKAL-WALLIS	8,890170
	P-VALOR	[0,0029]
USIM5	ANOVA	5,096755
	P-VALOR	[0,0241]
	KRUSKAL-WALLIS	5,358682
	P-VALOR	[0,0206]
GGBR4	ANOVA	1,495162
	P-VALOR	[0,2216]
	KRUSKAL-WALLIS	2,499465
	P-VALOR	[0,1139]
ITUB4	ANOVA	0,236106
	P-VALOR	[0,6271]
	KRUSKAL-WALLIS	0,163694
	P-VALOR	[0,6858]
BBDC4	ANOVA	0,000391
	P-VALOR	[0,9842]
	KRUSKAL-WALLIS	0,099037
	P-VALOR	[0,7530]
BBAS3	ANOVA	0,201088
	P-VALOR	[0,6539]
	KRUSKAL-WALLIS	0,009376
	P-VALOR	[0,9229]
AMBV4	ANOVA	0,026355
	P-VALOR	[0,8711]
	KRUSKAL-WALLIS	0,158022
	P-VALOR	[0,6910]
LAME4	ANOVA	0,045734
	P-VALOR	[0,8307]
	KRUSKAL-WALLIS	0,000260
	P-VALOR	[0,9871]

Fonte: Elaborado pelo autor.

Apesar de todos os 10 ativos analisados terem apresentado retornos acumulados superiores no período do Verão, no estudo via planilha Excel, utilizando os testes já citados, apenas CSNA3 e USIM5 rejeitaram a hipótese de igualdade entre as médias, verificado através do teste da Anova, e entre as medianas, observados através dos resultados apurados com o teste de Kruskal-Wallis.

Seguem resultados de fator acumulado e percentual acumulado por ativo por períodos (Inverno e Verão).

Tabela 9 – Fator de acumulação e percentual total por semestre

FATOR DE ACUMULAÇÃO E % TOTAL POR SEMESTRE				
		INVERNO	VERÃO	TOTAL
PETR4	FATOR ACUMULADO	0,8192	2,5359	2,0773
	% ACUMULADO	-18,08	153,59	107,73
VALE5	FATOR ACUMULADO	1,3314	2,4402	3,2490
	% ACUMULADO	33,14	144,02	224,90
CSNA3	FATOR ACUMULADO	0,3570	6,9431	2,4785
	% ACUMULADO	-64,30	594,31	147,85
USIM5	FATOR ACUMULADO	0,2129	3,7320	0,7946
	% ACUMULADO	-78,71	273,20	-20,54
GGBR4	FATOR ACUMULADO	0,7098	3,0665	2,1767
	% ACUMULADO	-29,02	206,65	117,67
ITUB4	FATOR ACUMULADO	1,1927	1,9930	2,3771
	% ACUMULADO	19,27	99,30	137,71
BBDC4	FATOR ACUMULADO	2,0363	2,0544	4,1834
	% ACUMULADO	103,63	105,44	318,34
BBAS3	FATOR ACUMULADO	1,2875	2,1476	2,7650
	% ACUMULADO	28,75	114,76	176,50
AMBV4	FATOR ACUMULADO	2,6656	2,9882	7,9654
	% ACUMULADO	166,56	198,82	696,54
LAME4	FATOR ACUMULADO	1,8946	2,4392	4,6214
	% ACUMULADO	89,46	143,92	362,14

Fonte: Elaborado pelo autor.

O ativo CSNA3 apresentou um p-valor de [0,0157] para o teste F da Anova e um p-valor de [0,0029] através do teste de Kruskal-Wallis. Já para USIM5, os resultados apurados foram [0,0241] para o teste F da Anova e [0,0206] para o Kruskal-Wallis. Dessa maneira, considerando um nível de significância de 3%, rejeitamos a hipótese nula de igualdade entre as duas estatísticas observadas para os dois ativos. Assim, identificamos o efeito *sell in may and go away* para os dois ativos supracitados, o que sugere uma sazonalidade favorável para os ativos no período de 1º de novembro a 30 de abril. Porém, se o nível de significância estatística for de 1%, rejeitaríamos a hipótese nula de igualdade entre medianas apenas para o teste de Kruskal-Wallis para o ativo CSNA3

Para os demais ativos, no entanto, mesmo verificando que, em todos os casos, os retornos acumulados foram superiores no período do Verão, não identificamos a existência do efeito *sell in may and go away* através das estatísticas de igualdade do teste F da Anova e do teste de Kruskal-Wallis.

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve por objetivo a verificação da hipótese de eficiência de mercado, sob a forma fraca, utilizando a hipótese do passeio aleatório (*random walk*) nos preços de 10 ações do mercado brasileiro no período de janeiro de 2005 a junho de 2012. Após coletada a base de dados, trabalhou-se com as séries de preços em logaritmo natural, principalmente para diminuir a variabilidade dos preços e, assim, ter melhores resultados estatísticos.

Os testes ADF e PP foram realizados, em um primeiro instante, com os dados da série em nível (série de preços) e, posteriormente, com os dados da primeira diferença da série (retornos). Ao aceitar a hipótese nula para os dados da série preços e rejeitar a hipótese nula para os dados das séries dos retornos, reforça-se a ideia de que a série tem apenas uma raiz unitária. Sendo assim, o passeio aleatório é aceito e, portanto, o mercado pode ser considerado eficiente, sob a forma fraca.

Com a aceitação da HME na forma fraca nas séries de preços, foram utilizadas as séries dos retornos para efetuar alguns testes, devido, principalmente, à estacionariedade visualizada nas mesmas. Dessa forma, fizemos uma regressão simples, na tentativa de modelar os retornos e para analisar os resíduos quanto à normalidade das séries, presença de autocorrelação e homoscedasticidade. Pelos resultados da análise de normalidade, autocorrelação e homoscedasticidade, optou-se por utilizar não somente testes paramétricos, mas também testes não paramétricos.

Posteriormente, tentou-se verificar a existência do efeito segunda-feira e do efeito *sell in may and go away*. O efeito segunda-feira é um fenômeno amplamente estudado nos mercados mundiais, o qual preconiza que os retornos de segunda-feira são menores do que os dos demais dias da semana. Para apuração do efeito segunda-feira, foram utilizados os seguintes procedimentos: regressão múltipla com o uso de variáveis *dummies*, teste de Wald, e testes de igualdade F da Anova e teste de Kruskal-Wallis. Apesar de quatro dentre os 10 ativos apresentarem os menores retornos acumulados por dia da semana na segunda-feira, os resultados obtidos com utilização dos citados instrumentos estatísticos não revelam a presença do efeito segunda-feira para as ações analisadas durante o período estudado.

Após a análise do efeito segunda-feira, buscou-se a verificação da presença do efeito *sell in may and go away*, o qual traz consigo a ideia de que os rendimentos de maio a outubro são menores do que os rendimentos de novembro a abril. Para a apuração da presença ou não

do efeito *sell in may and go away*, foram isolados os retornos, conforme os períodos referidos anteriormente, e efetuados os testes F da Anova e teste de Kruskal-Wallis. Os 10 ativos analisados apresentaram retornos acumulados maiores no semestre denominado “Verão” (1º/11 a 30/04) do que no “Inverno” (1º/05 a 31/10). Entretanto, apenas os ativos CSNA3 e USIM5 rejeitaram a hipótese nula de igualdade entre médias (teste F da Anova) e medianas (teste de Kruskal-Wallis). Dessa maneira, pelos testes citados, há indícios da existência da anomalia *sell in may and go away* para os dois ativos, CSNA3 e USIM5, o que sugere indicativos de presença significativa de sazonalidade.

Como nosso trabalho tinha por objetivo testar a eficiência de mercado, em sua forma fraca, e verificar a existência de anomalias, as quais sugeririam a ineficiência dos mesmos, pelos resultados observados, aceita-se a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca para os 10 ativos durante o período de janeiro/2005 a junho/2012. O efeito segunda-feira não foi constatado de acordo com os procedimentos por nós observados. Entretanto, o efeito *sell in may and go away* foi identificado nos ativos CSNA3 e USIM5, o que sugere uma possível existência de sazonalidade positiva no semestre identificado como “Verão” (novembro a abril), tendo em vista as diferenças de média e mediana para os citados ativos, nos dois períodos observados. Como o propósito deste trabalho é fornecer maiores subsídios para o investidor, sugerimos que o mesmo observe esses ativos nesse período, sempre destacando que rentabilidades passadas não são promessas de desempenho futuro.

Para trabalhos futuros, fica a sugestão de uma pesquisa que englobe um maior número de ativos, bem como o estudo de outros fenômenos ou anomalias, tais como, a tentativa de identificação do efeito janeiro, o efeito primeiro dia útil do mês e alguns efeitos de análise técnica, entre outros. Além disto, poderia-se testar a eficiência por setores, determinados grupos de ações, tais como, siderurgia, financeiro, varejo, alimentação, etc.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Teste da Eficiência do Mercado Futuro do Álcool Anidro no Brasil: uma análise de co-integração. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 39, nº 1, jan-mar. 2008.
- BASU, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of market efficiency. *Journal of Finance*, 32 (Jun.), p. 663-682.
- BLACK, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, (Jul.), p. 444-455.
- BLACK, F. (1993). Beta and return. *Journal of Portfolio Management*, autumn, p. 8-18.
- BLACK, F. (1993). Estimating expected return. *Financial Analysts Journal*, setembro, p. 36-38.
- BLACK, F., Jensen, M. C. & Scholes, M. (1972). The capital asset pricing model: some empirical tests. In M. C. Jensen (Org.). *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger.
- BLACK, F. & Scholes, M. (1974). The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns. *Journal of Financial Economics*, 1, p. 1-22.
- BERNSTEIN, Peter L. Desafio aos deuses: a fascinante história do risco. Tradução de Ivo Korytowski. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus. 1997.
- BRENNAM, M. J. Taxes, market valuation and corporation financial policy. *National Tax Journal*, pp. 417-427. 1970.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidência. *Caderno de Pesquisas em Administração*, São Paulo, v.1, n.7, p.71-85, abril/junho de 1998.
- CAMPBELL, J. Y.; Lo, A. W. & Mackinlay, A. C. (1997). *The econometrics of financial markets*. New Jersey: Princeton University Press.
- COPELAND, T. E. & Weston, F. J. (1992). *Financial theory and corporate policy*. Reimpressão da 3. edição. Nova Iorque: Addison Wesley.
- COSTA Jr.; N. C. Sazonalidades do Ibovespa. *Revista de Administração de Empresas*, v.30, n.3, p.79-94, jul./set, 1990.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74, p. 427- 431
- DAMODARAN, A. *A Face Oculta da Avaliação: Avaliação de Empresas da Velha Tecnologia, da Nova Tecnologia e da Nova Economia*. São Paulo: Makron Books, 2002.

DAMODARAN, A. *Finanças Corporativas: Teoria e Prática*. São Paulo: Bookman Companhia, 2004.

DÉCOURT, R. F. *As Finanças Comportamentais e o Processo de Decisão no Mercado Financeiro Brasileiro*. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – UNIFECAP, São Paulo: 2004, 122 p.

DUARTE JR., A. M. (1996). *Risco: definições, tipos, medição e recomendações para seu gerenciamento*. Resenha BM&F, novembro/dezembro, p. 25-33.

FABIANO, D., COUTO, V. D., RIBEIRO, K. C. S. O Comportamento Racional do Investidor: Um Teste de Eficiência de Mercado Aplicado nas Ações da Petrobras S/A. *EGesta - Revista eletrônica de Gestão de Negócios*. v. 6, n. 3, jul.-set./2010

FAMA, E. F; “The Behavior of Stock-Market Prices”. *Journal of Business*, n.38, p. 31-105, Chicago, janeiro/1965.

FAMA, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirica work. *Journal of Finance*, maio, p. 383-417.

FAMA, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *Journal of Finance*, dezembro, p. 1575-1617.

FAMÁ, R.; CIOFFI, P. L. M.; COELHO, P. A. R. Contexto das Finanças Comportamentais: Anomalias e Eficiência do Mercado de Capitais Brasileiro. *Revista de Gestão USP*, São Paulo, v. 15, n. 2, p. 65-78, abril/junho 2008.

FRENCH, Kenneth R. Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, v. 8, n. 1, p. 55-69, mar., 1980.

FRIEND, I. & Blume, M. (1970). Measurement of portfolio performance under uncertainty. *American Economic Review*, setembro.

FRIEND, I. & Westerfield, R. (1981). Risk and capital assets prices. *Journal of Banking and Finance*, setembro, p. 291-315.

GAIO, L. E., ALVES, K. L. F., PIMENTA JÚNIOR, T. O mercado Acionário Brasileiro do Novo Milênio: um Teste de Eficiência. *Brazilian Business Review*. vol. 6, n.3. Vitória-ES, set-dez 2009. p. 231-246 ISSN 1807-734X

GROSSMAN, Sanford; STIGLITZ, Joseph. “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets.” *American Economic Review* 70(3): 393-408, June 1980.

GIMARÃES, T. C. Testes Empíricos da Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – FGV/EESP, São Paulo: 2008, 68 p.

HAUGEN, R. A. (1995a). *The modern MBA in finance*. New Jersey: Prentice-all.

- HAUGEN, R. A. (1995b). *The new finance: the case against efficient markets*. New Jersey: Prentice-Hall.
- HAUGEN, R. A.; JORION, P. The January effect: still there after all these years. *Financial Analysts Journal*, p.27-31, January-February, 1996.
- HICKS, J. and R. Allen. "A Reconsideration of the Theory of Value", *Economica*. N.S. 1: 52-76 and 196-219, 1934.
- HIRSCH, J. A.; HIRSCH, Y. *Stock Trader's Almanac 2008*. New Jersey: John Willey & Sons Inc. 2008. p. 48.
- KAHNEMAN, Daniel; TVERSKY, Amos. Prospect Theory: An analysis of decision under risk. *Econometria*, v. 47, p.263-292, 1979.
- KAWAKATSU, H. *A computer handbook using Eviews*. Boston (EUA): Irvin McGraw-Hill, 1998.
- KEYNES, J. M. *The Treatise on Money*. London: MacMillan, 1930.
- KEYNES, J. M. *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro*. Tradução Mario R. da Cruz. São Paulo: Atlas, 1936.
- KIMURA, H. Aspectos comportamentais associados às reações do mercado de capitais. *Revista de Administração de Empresas*, São Paulo, v. 2, n.1, janeiro/junho 2003.
- KNIGHT, F. H. (1972). *Risco, incerteza e lucro*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.
- KRIZTMAN, Mark P. *What Practioners Need to Know... About Utility*. *Financial Analysts Journal*, v. 48, p. 17-20, 1992.
- LAKONISHOK, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1994). *Contrarian investment, extrapolation, and risk*. *Journal of Finance*. December, p. 1541-1579.
- LEMGRUBER, Eduardo Facó; BECKER, João Luiz & CHAVES, Tânia Barbosa da Silva. O Efeito Fim de Semana no Comportamento dos Retornos Diários de Índices de Ações. *Anais da XII Reunião Anual da ANPAD*, Natal, 26 a 28/09/1988, Belo Horizonte, Associação Nacional de Programas de Pós-Graduação em Administração – ANPAD, 1988, p. 873-888.
- LINTNER, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, p. 587-615.
- LINTNER, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, fevereiro, p. 13-37.
- LO, Andrew e A. Croig MCKINLAY (1988) "Stock Market Prices do Not Follow Random Walks: Evidence From A Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, 1: 41-66.
- LOEB, Gerald M. *The Battle for Investment Survival*. New York: Simon and Schuster, 1935. 320 p.

MACEDO JR., Jurandir S. Teoria do Prospecto: Uma Investigação Utilizando Simulação de investimentos. 2003. 203 f. tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2003.

MALKIEL, B. G. *A random walk down wall street*. New York: Norton, 1996.

MARKOWITZ, H. *Portfolio selection*. Journal of Finance, junho/1952, p. 77-91.

MARKOWITZ, H. *Portfolio selection: efficient diversification of investments*. New York: John Wiley & Sons, 1959.

McCLAVE, J.T.; BENSON, P.G.; SINCICH, T. *Statistics for Business and Economics*. 8. ed. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 2001. 1028 p.

MILLER, M. & Scholes, M. (1972). *Rates of return on the market: an exploratory investigation*. In M. C. Jensen (Org.). *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger.

MODIGLIANI, Franco e Merton MILLER. The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*. n. 48: 261-97, 1958.

MOORE, D. S. *Introdução à Prática da Estatística*. 3. ed., Rio de Janeiro: LTC, 2005.

MOSSIN, Jan. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, outubro, p. 768-783.

NAKAMURA, W. T.; MENDOÇA, P. C. P. A hipótese de eficiência de mercado: evidência da forma fraca na bolsa de valores de São Paulo. VI SEMEAD, Ensaio Finanças, 2010.

NASH, J.F. “Non-cooperative games”. *Annals of Mathematics*, vol. 54, p. 286-295, 1951.

OLIVEIRA, M. A. C.; SILVA, L. S. A. Os Dois Efeitos Janeiro no Caso Brasileiro. VIII Congresso Nacional de Excelência em Gestão. 8 e 9 de junho de 2012.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346, 1988.

RÉGO, R. H. T.; MUSSA, A. *Anomalias do Mercado Acionário: a verificação do Efeito Feriado no Ibovespa e IBX-100 no Período de 2002 a 2007*. Ano 2008.

Roll, R. (1977). *A Critique of the asset pricing theory's tests: part I. On past and potential testability of the theory*. Journal of Financial Economics, março, p. 129-176.

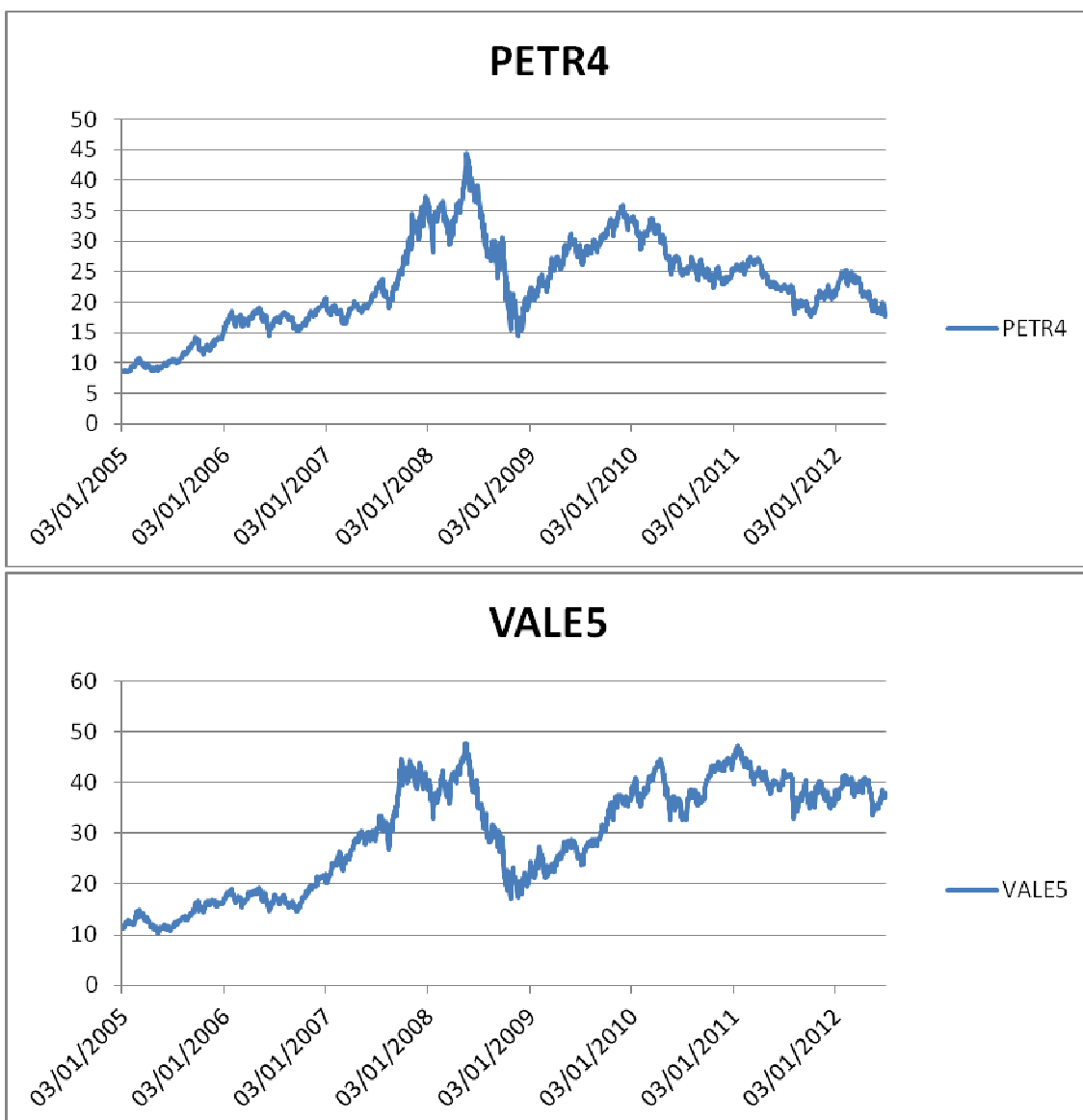
ROSS, S. A., Westerfield, R. W. & Jaffe, J. J. *Administração financeira: corporate finance*. São Paulo: Atlas, 1995.

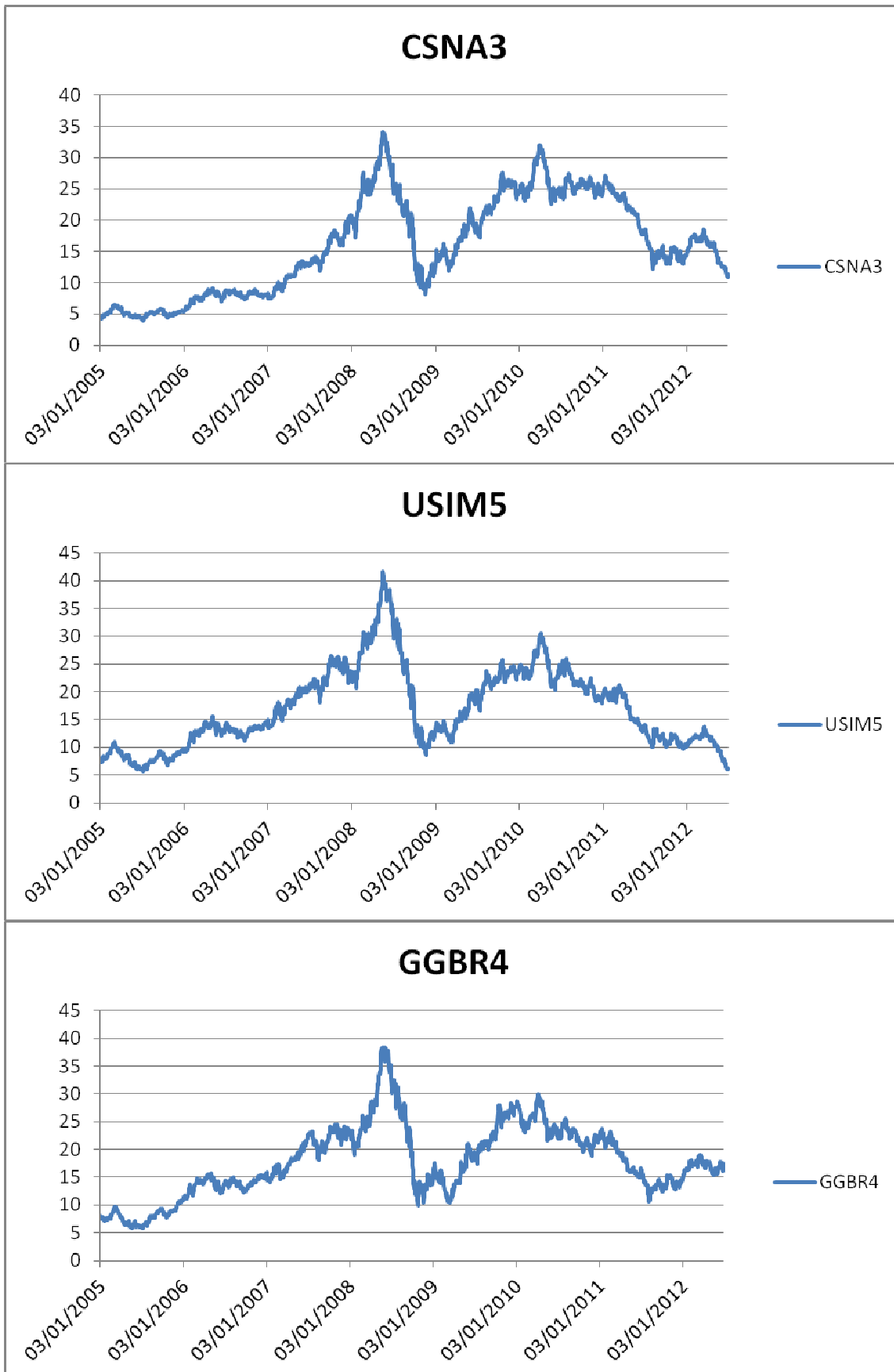
ROSS, S.A.; RANDOLPH, W.W.; JEFFREY, F.J. *Administração Financeira*. Tradução Antonio Zorato Sanvicente. São Paulo: Atlas, 1995.

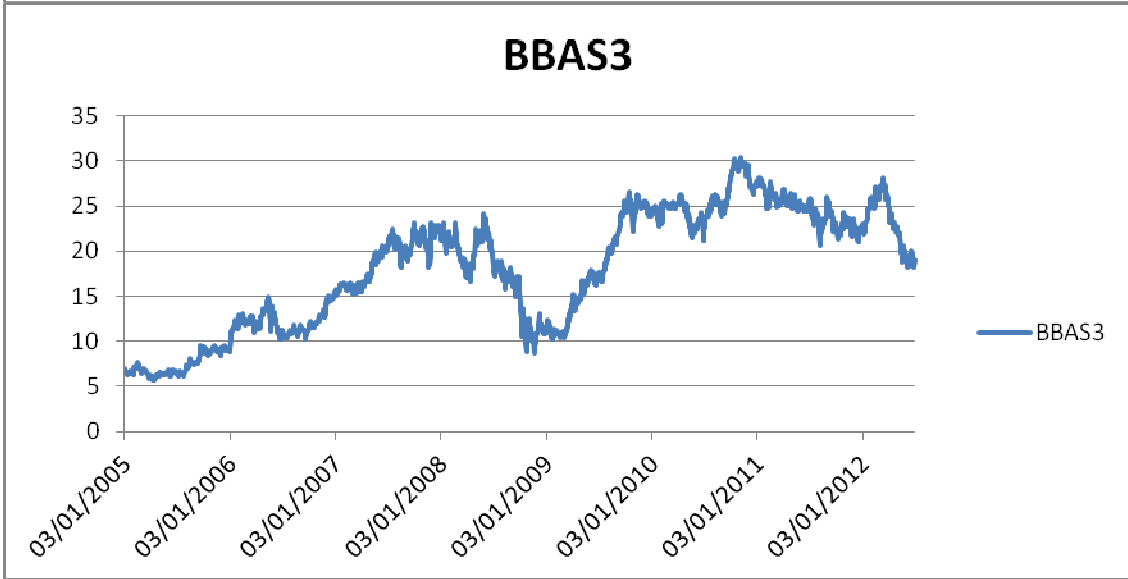
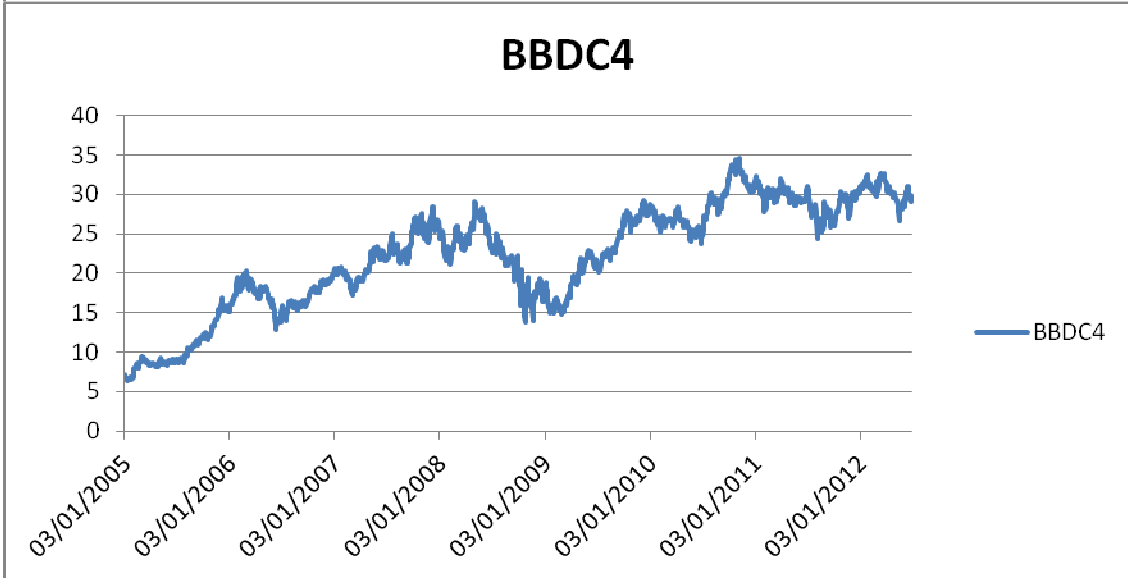
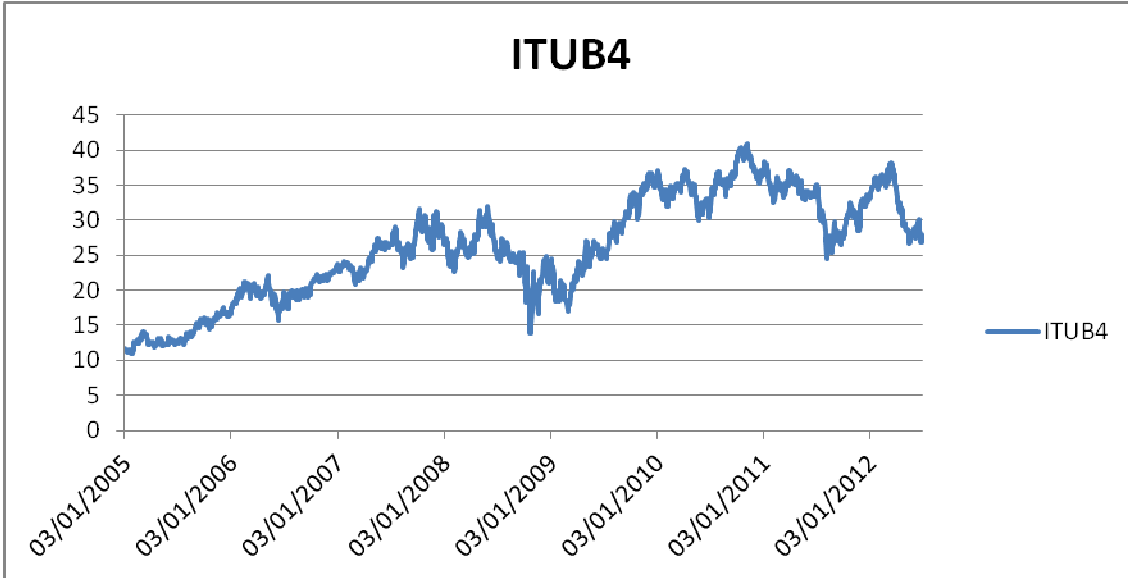
- RUFFINI, G.C. *A Sazonalidade no Mercado de Ações Brasileiro: Viabilidade e Performance em Grupos Setoriais*. Trabalho de Conclusão (Graduação em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, Porto Alegre: 2012, 97 p.
- SANTOS et al. *Anomalias do Mercado Acionário Brasileiro: A Verificação do Efeito Janeiro no Ibovespa no Período de 1969 a 2006*. 7º Encontro Brasileiro de Finanças, 2007. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/ebf/7EBF/schedConf/presentations>. Acesso em: 15 jun. 2012.
- SECURATO, J. R. *Decisões Financeiras em condições de Risco*. São Paulo: Atlas, 1993.
- SECURATO, J. R. *O modelo de Markowitz na administração de carteiras*. Revista Brasileira de Mercado de Capitais, 1997, 64, p. 17-20.
- SHARPE, W. F. *A simplified model for portfolio analysis*. Management Science, 1963, p. 277-293.
- SHARPE, W. F. *Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. Journal of Finance, setembro/1964, pp. 425-443.
- SHARPE, W. F., Alexander, G. J. & Bailey, J. V. (1995). *Investments*. 5 ed. New Jersey: Prentice Hall.
- SIEGEL, S.; CASTELLAN, Jr., N.J. *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. 2. ed. Boston: McGraw Hill, 1988. 399 p.
- SILVA, W. V.; FIGUEIREDO, J. N.; SOUZA, A. M. Avaliação do Efeito Dia-da-Semana nos Retornos dos Índices Bovespa (Brasil), Merval (Argentina) E Dow-Jones (Estados Unidos). *XXII Encontro Nacional de Engenharia de Produção*. Curitiba – PR, 23 a 25 de outubro de 2002. 8 p.
- SILVA NETO, W. A.; FRAGA, G. J.; MARQUES, P. V. *Eficiência de Mercado: Evidências Empíricas para os Preços Spot e Futuro de Boi Gordo*. Revista de Economia, v. 36, n. 3 (ano 34), p. 7-24, set./dez. 2010. Editora UFPR.
- TALEB, N. N. *A Lógica do Cisne Negro: O impacto do altamente improvável (Gerenciando o desconhecido)*. 5ª ed. Nova York: Editora Random House, 2011. 458 p.
- TOBIN, J. (1958). *Liquidity preference as a behavior toward risk*. Review of Economic Studies, p. 65-86.
- TOSTA DE SÁ, Geraldo. *Administração de Investimentos: Teoria de Carteiras e Gerenciamento de Risco*. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999. 376 p.
- VAN HORNE, J. C. (1995). *Financial management and policy*. 10 ed. New Jersey : Prentice Hall.

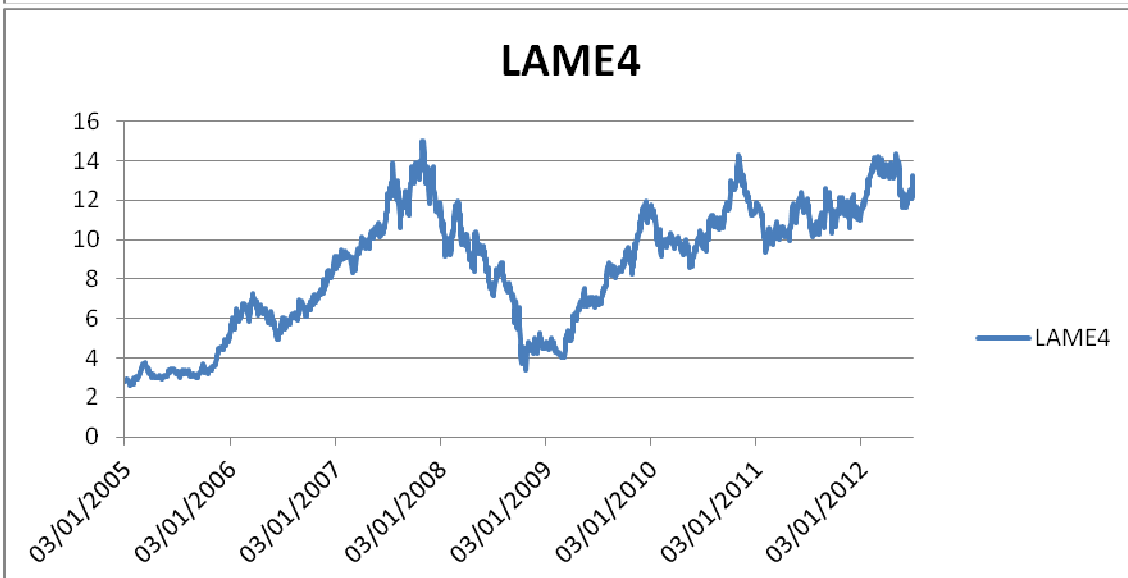
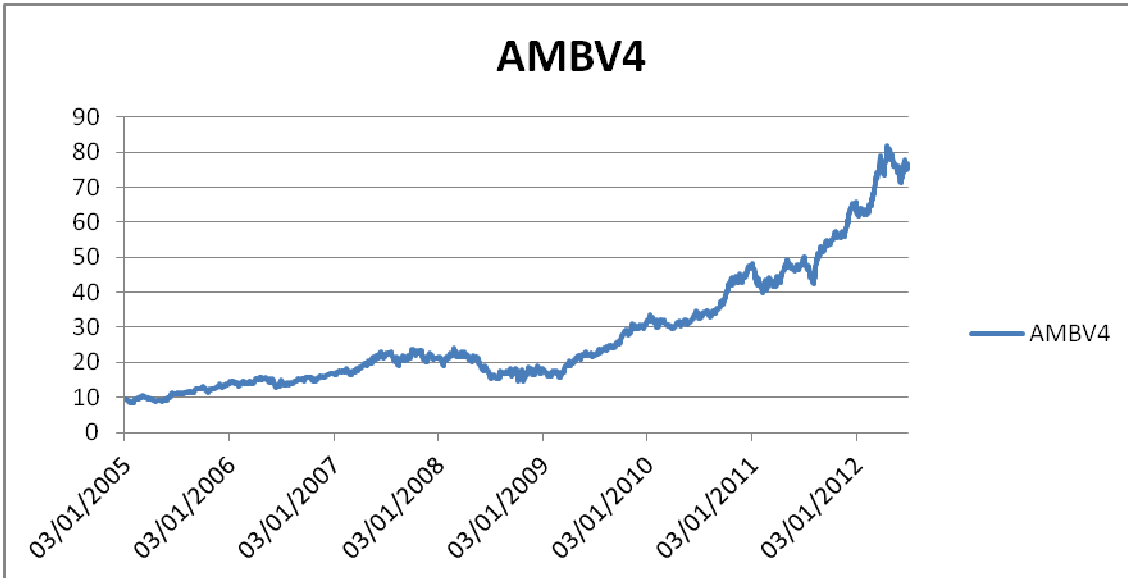
VON NEUMANN, J. "Über ein ökonomisches Gleichungssystem und eine Verallgemeinerung des Brouwerschen Fixpunktsetzes". *In* Menger, K. (ed.) *Ergebnisse eines Math. Coll.*, vol. 8, p. 73-83, 1937.

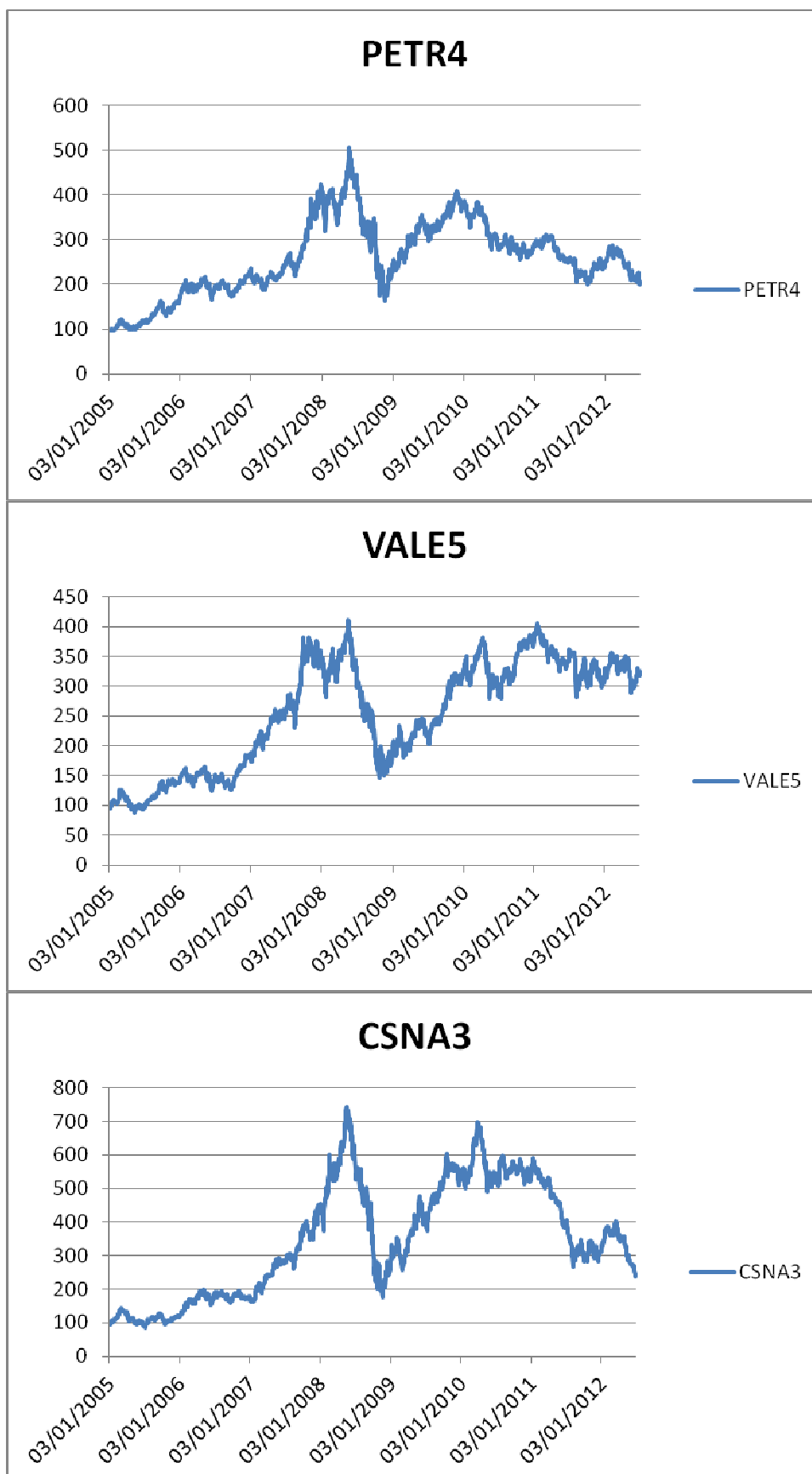
VON NEUMANN, John; MORGENSTERN, Oskar. *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton: Princeton University Press, 1944.

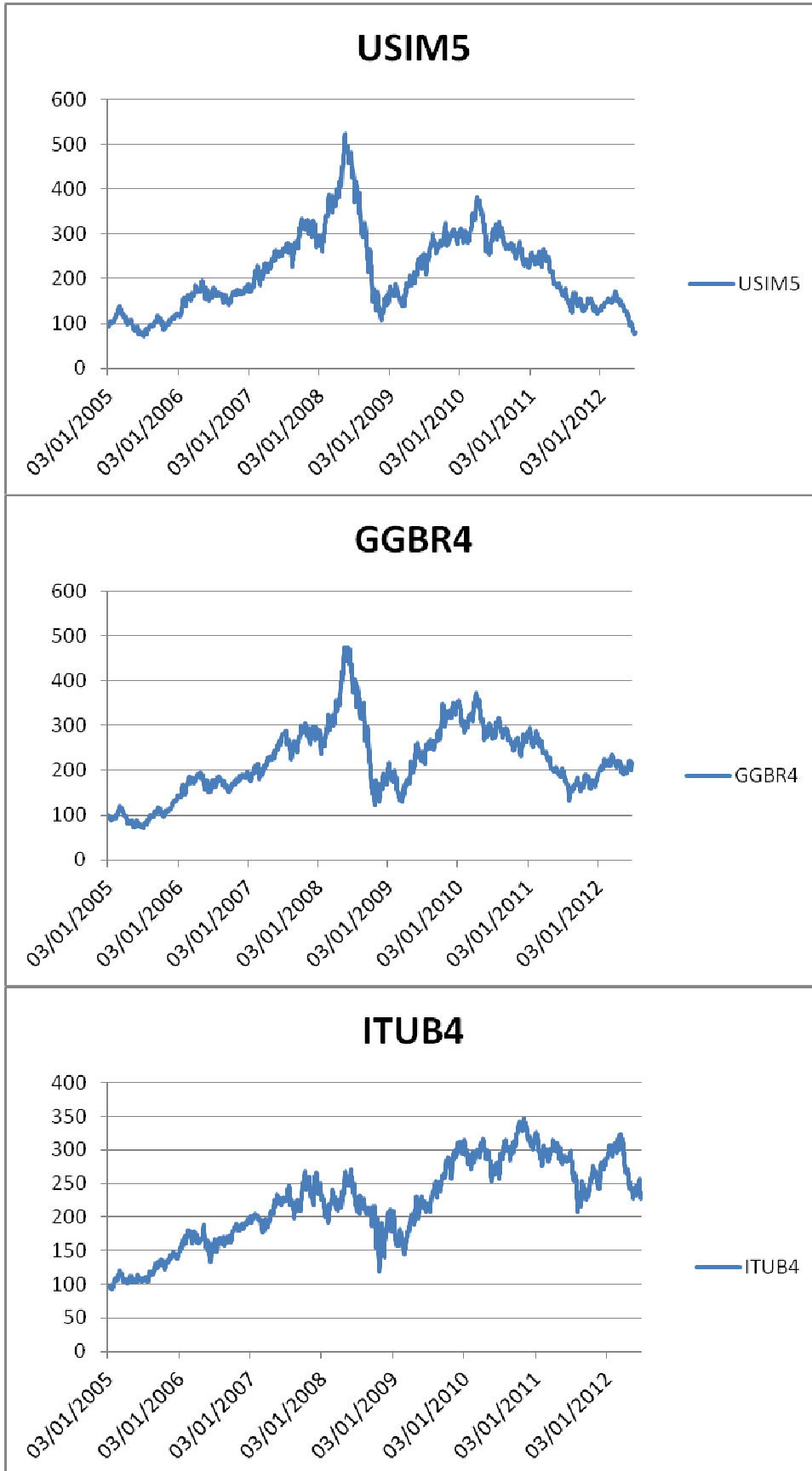
ANEXO A – Gráfico de cotações dos preços das ações

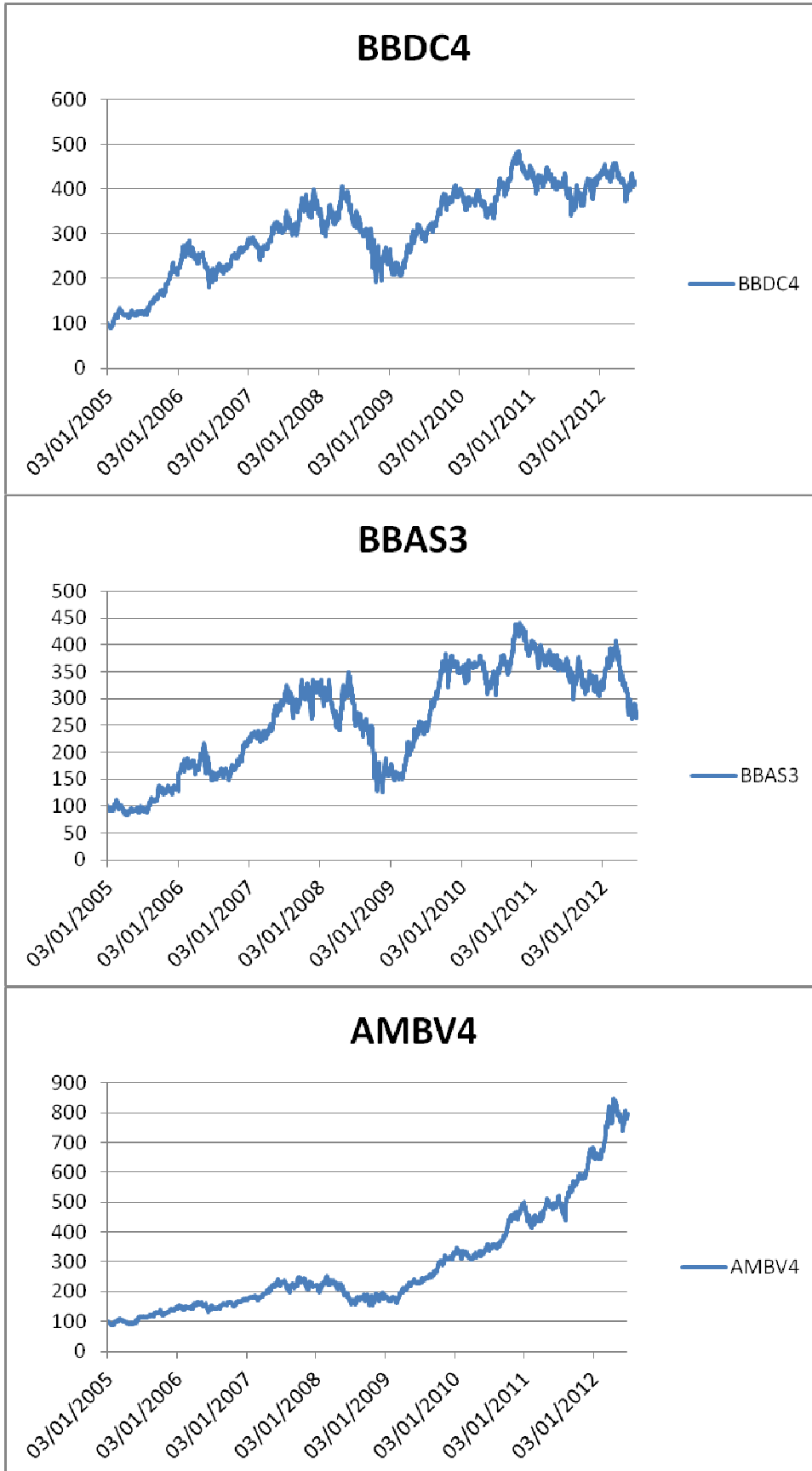




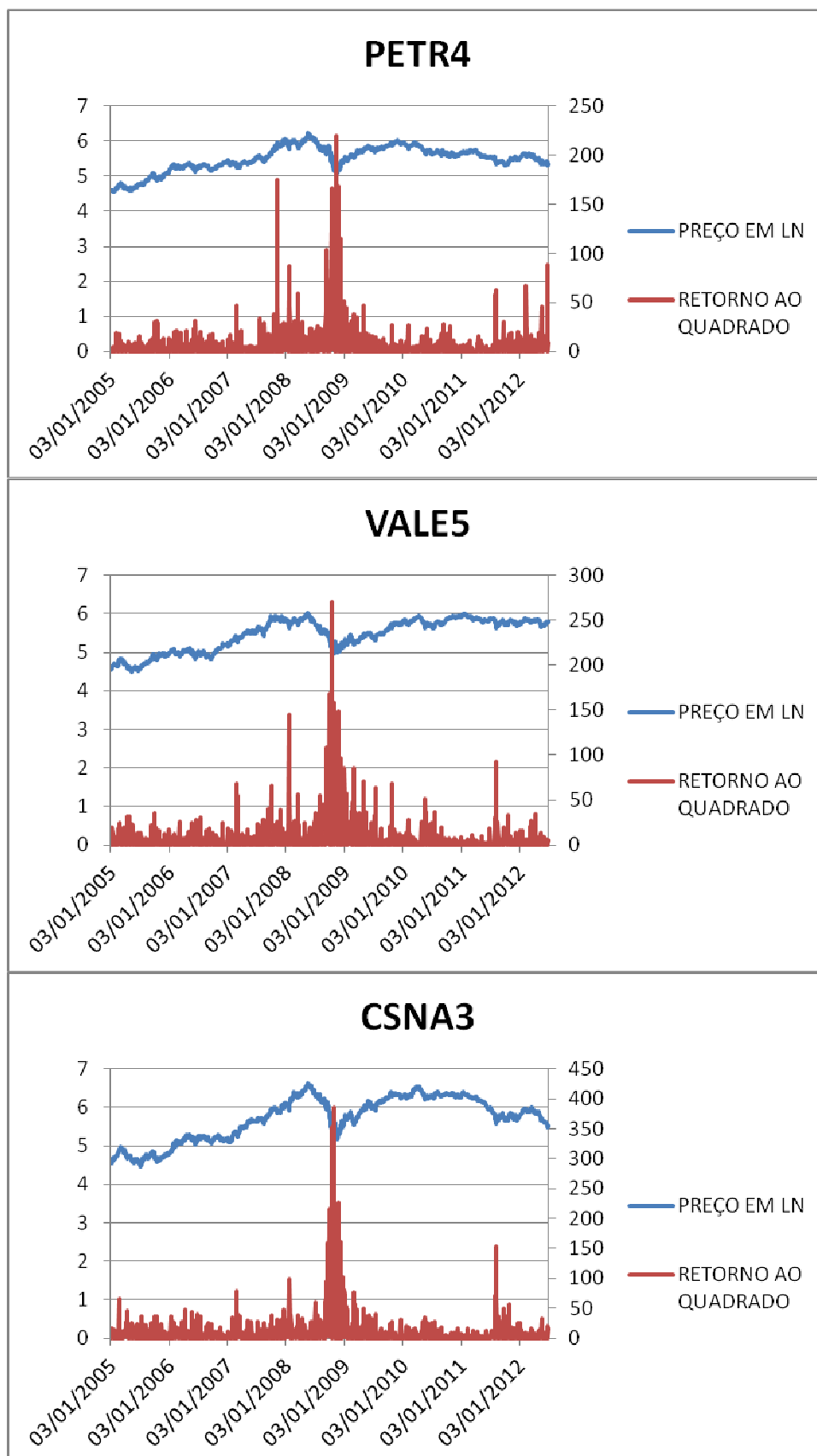


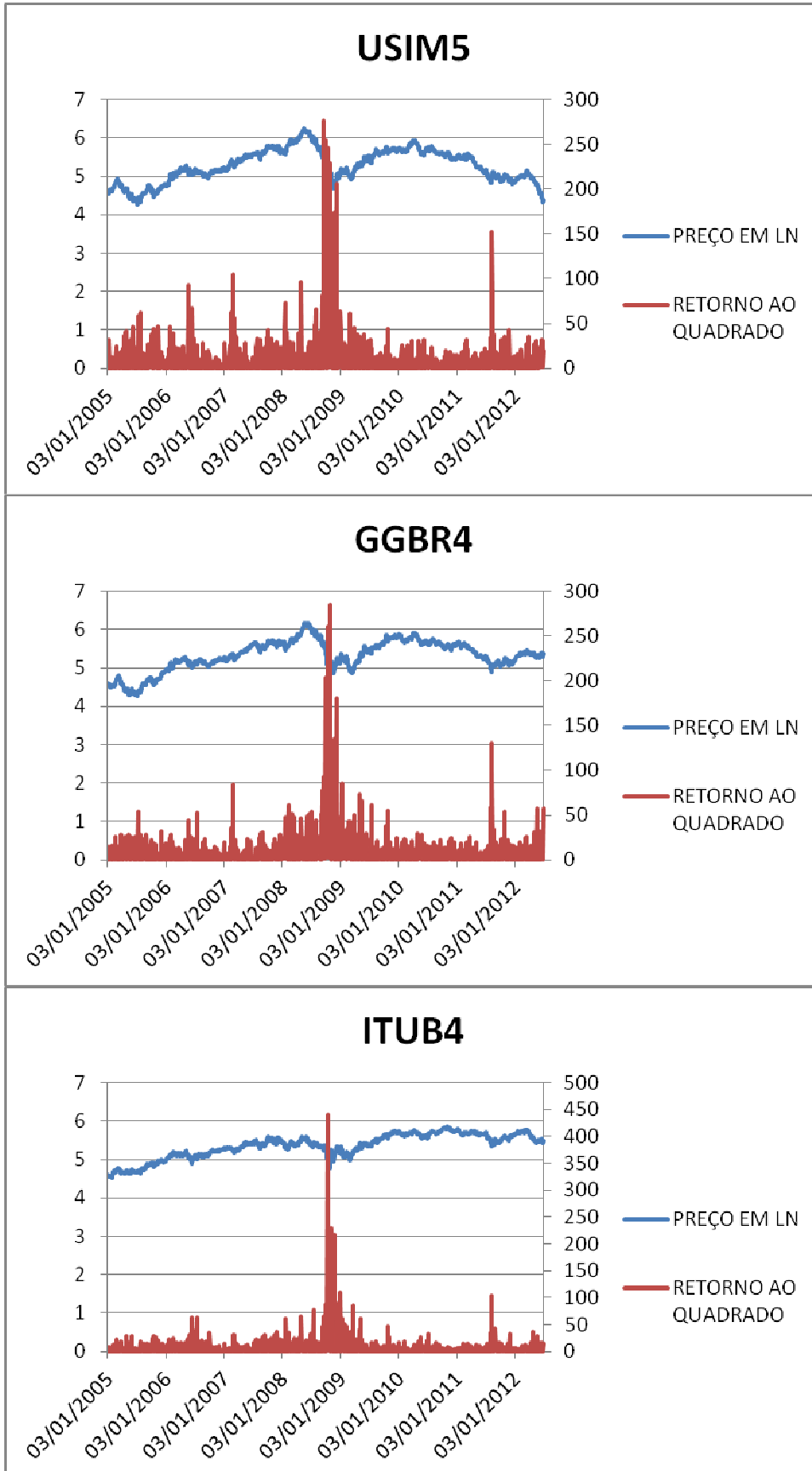
ANEXO B – Gráfico dos preços das ações em número índice

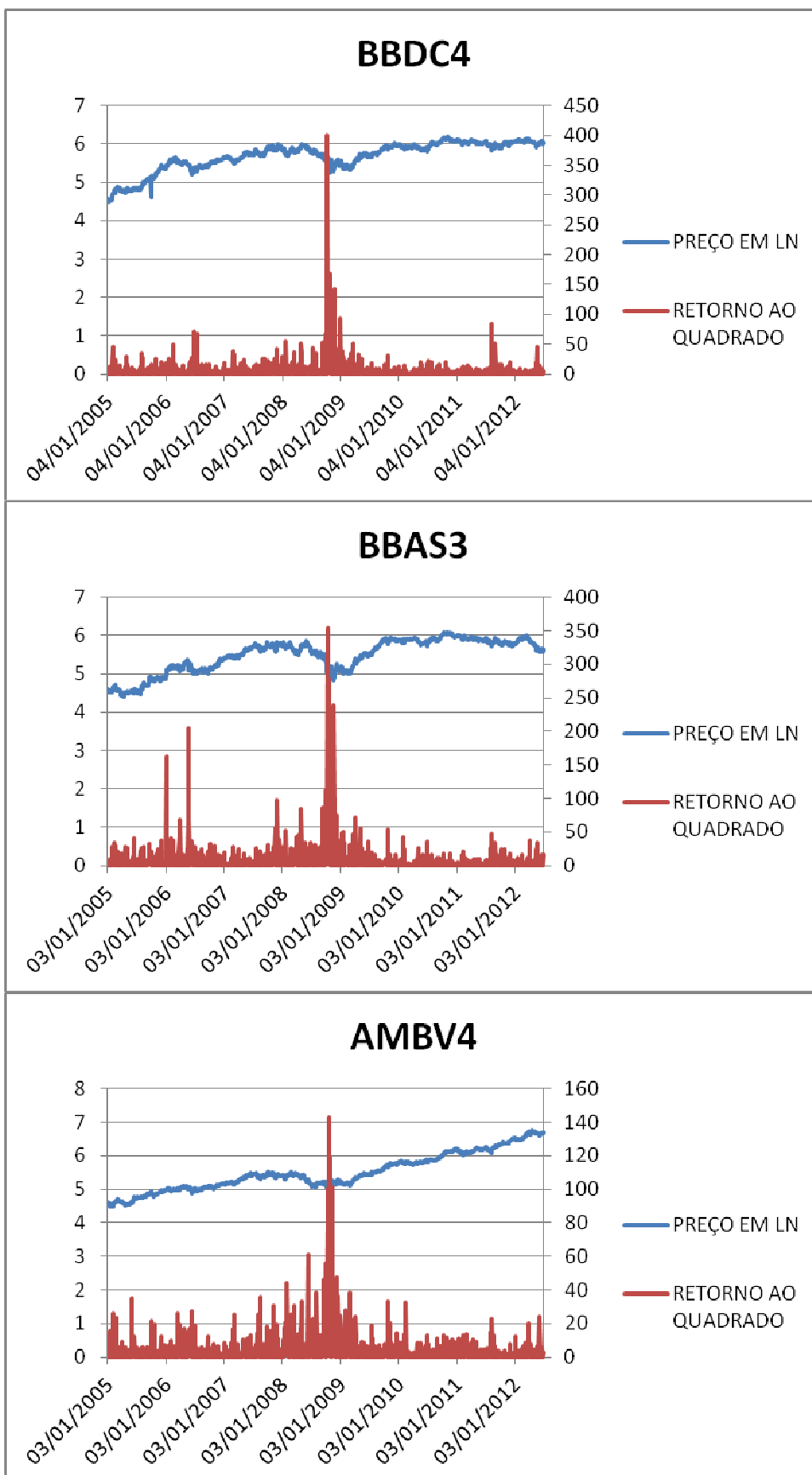


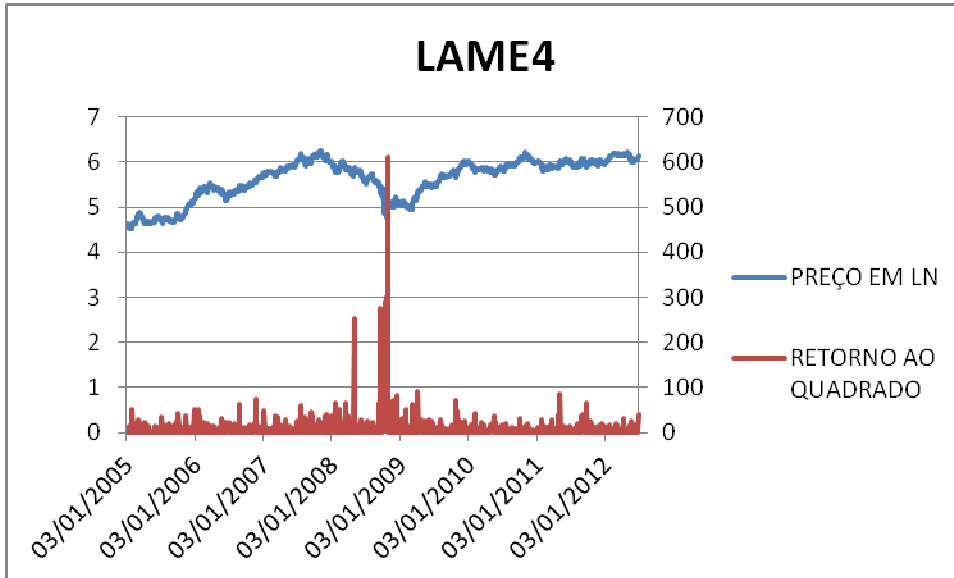


ANEXO C – Logaritmo natural do preço em número índice e retorno ao quadrado

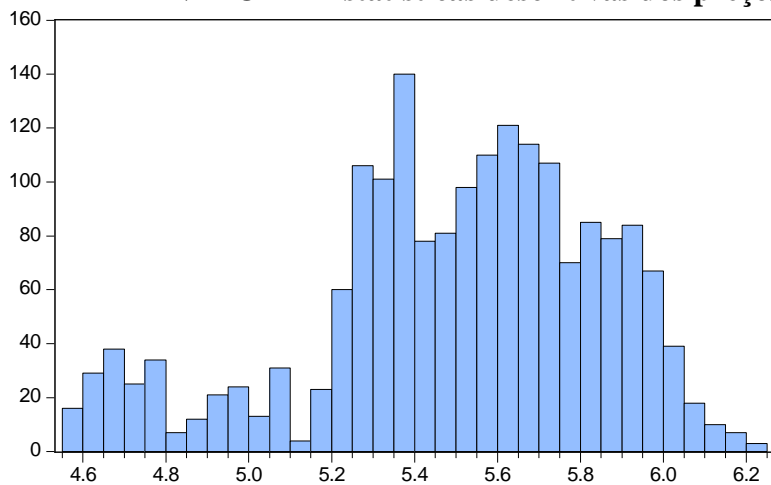








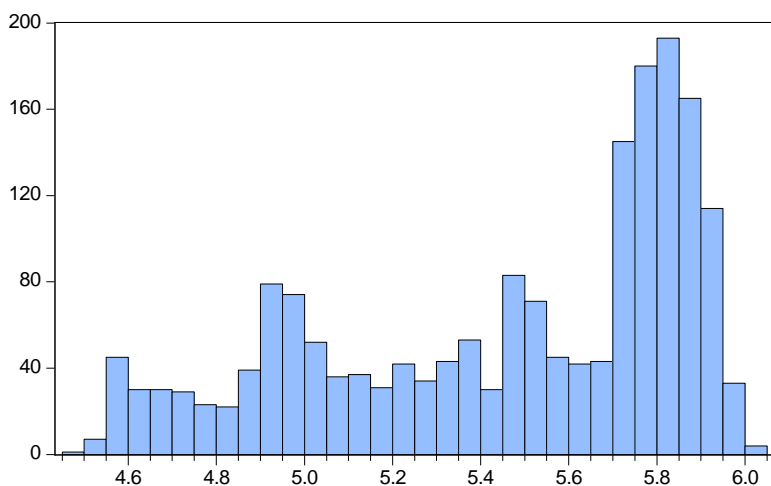
ANEXO D – Estatísticas descritivas dos preços em logaritmo natural



Series: PETR4
Sample 1/03/2005 6/29/2012
Observations 1855

Mean 5.496055
Median 5.544147
Maximum 6.228811
Minimum 4.570060
Std. Dev. 0.356013
Skewness -0.677111
Kurtosis 3.068098

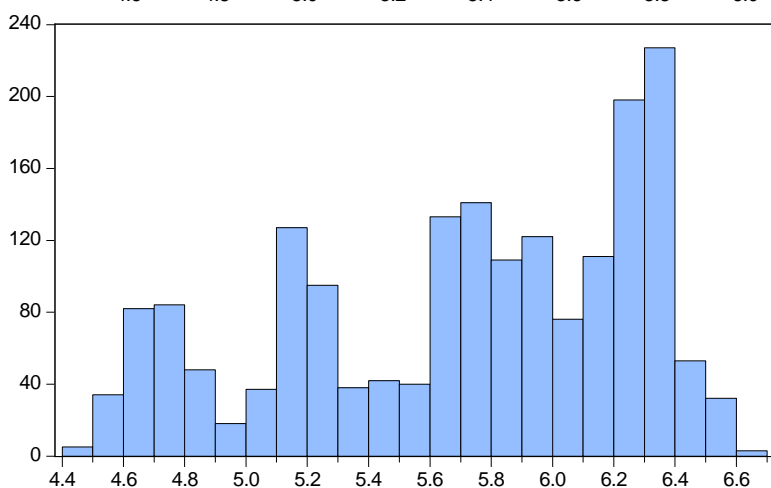
Jarque-Bera 142.1050
Probability 0.000000



Series: VALE5
Sample 1/03/2005 6/29/2012
Observations 1855

Mean 5.461286
Median 5.589252
Maximum 6.016517
Minimum 4.484861
Std. Dev. 0.413226
Skewness -0.650224
Kurtosis 2.105683

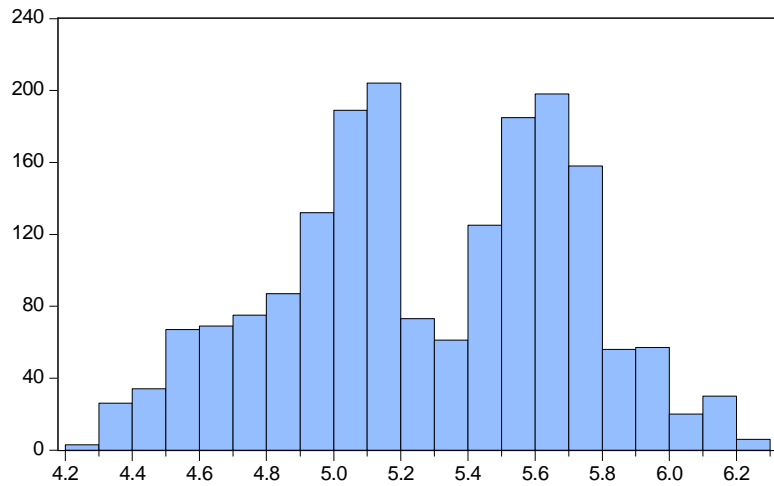
Jarque-Bera 192.5311
Probability 0.000000



Series: CSNA3
Sample 1/03/2005 6/29/2012
Observations 1855

Mean 5.710077
Median 5.803390
Maximum 6.609855
Minimum 4.453438
Std. Dev. 0.567079
Skewness -0.500285
Kurtosis 2.061505

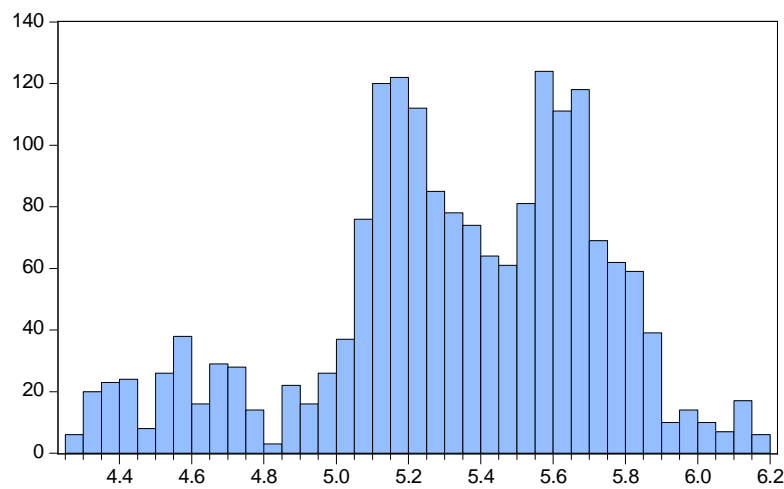
Jarque-Bera 145.4561
Probability 0.000000



Series: USIM5
 Sample 1/03/2005 6/29/2012
 Observations 1855

Mean	5.278526
Median	5.242748
Maximum	6.262305
Minimum	4.267602
Std. Dev.	0.426744
Skewness	-0.131039
Kurtosis	2.231211

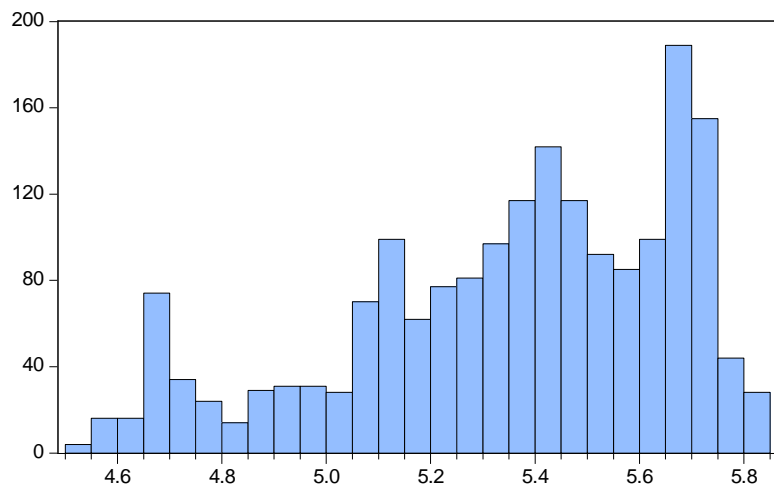
Jarque-Bera	50.99099
Probability	0.000000



Series: GGBR4
 Sample 1/03/2005 6/29/2012
 Observations 1855

Mean	5.324603
Median	5.348361
Maximum	6.165839
Minimum	4.277169
Std. Dev.	0.397828
Skewness	-0.583161
Kurtosis	2.964898

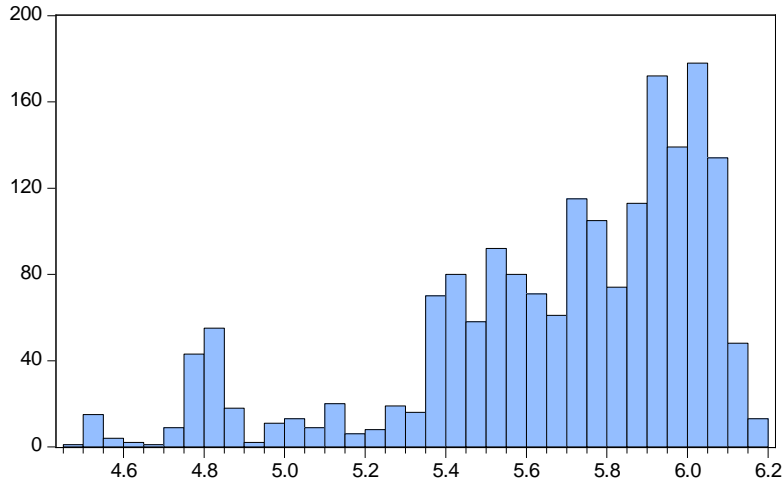
Jarque-Bera	105.2357
Probability	0.000000



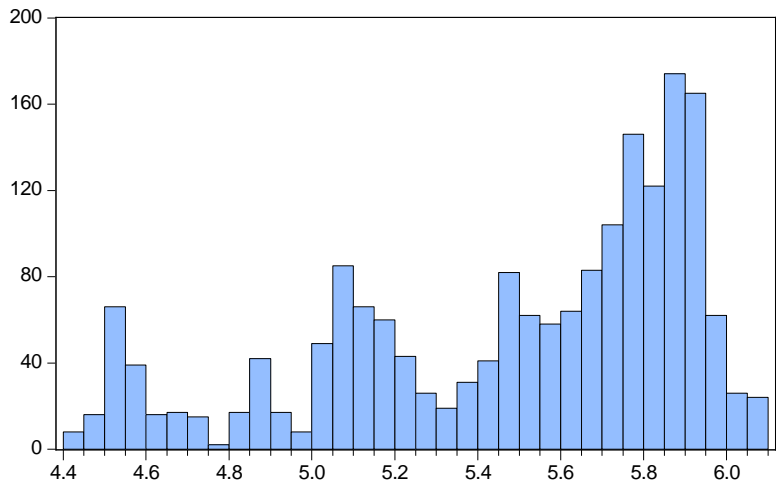
Series: ITUB4
 Sample 1/03/2005 6/29/2012
 Observations 1855

Mean	5.352992
Median	5.408120
Maximum	5.849492
Minimum	4.528746
Std. Dev.	0.316697
Skewness	-0.702531
Kurtosis	2.672222

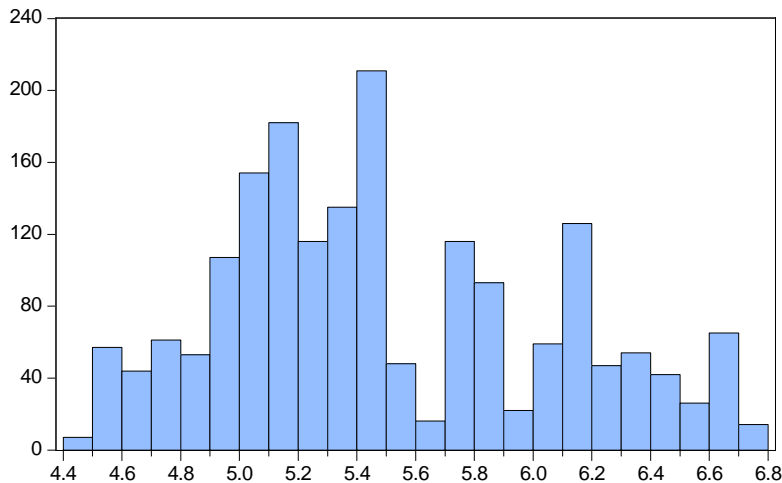
Jarque-Bera	160.8932
Probability	0.000000



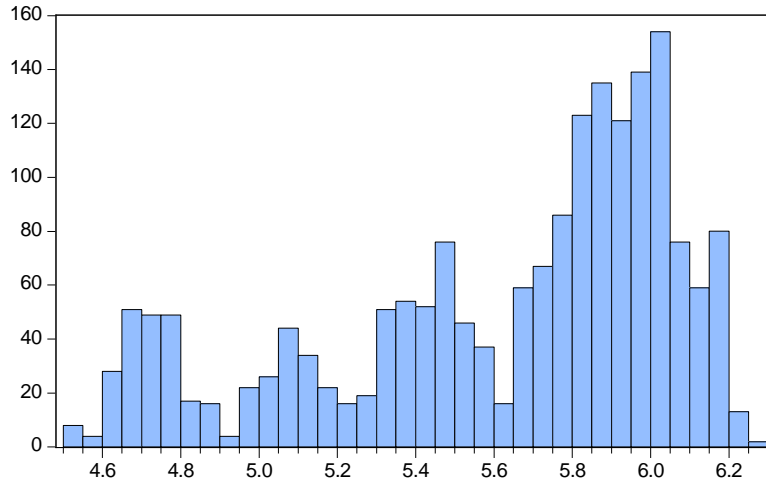
Series: BBDC4	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1855	
Mean	5.681874
Median	5.770756
Maximum	6.183651
Minimum	4.492683
Std. Dev.	0.371785
Skewness	-1.171876
Kurtosis	3.788413
Jarque-Bera	472.6205
Probability	0.000000



Series: BBAS3	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1855	
Mean	5.484772
Median	5.635415
Maximum	6.088128
Minimum	4.412623
Std. Dev.	0.435758
Skewness	-0.808732
Kurtosis	2.552830
Jarque-Bera	217.6652
Probability	0.000000



Series: AMBV4	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1855	
Mean	5.503017
Median	5.407389
Maximum	6.742950
Minimum	4.474410
Std. Dev.	0.558389
Skewness	0.412025
Kurtosis	2.285642
Jarque-Bera	91.92807
Probability	0.000000



Series: LAME4
Sample 1/03/2005 6/29/2012
Observations 1855

Mean	5.618353
Median	5.787279
Maximum	6.262338
Minimum	4.520649
Std. Dev.	0.449935
Skewness	-0.827609
Kurtosis	2.535245

Jarque-Bera	228.4541
Probability	0.000000

ANEXO E – Quadro-resumo: estatística descritiva

	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	ASSIMETRIA	CURTOSE	Jarque-Bera [P-VALOR]
PETR4	5,496055	0,356013	-0,677111	3,068098	142,1050 [0,000000]
VALE5	5,461286	0,413226	-0,650224	2,105683	192,5311 [0,000000]
CSNA3	5,710077	0,567079	-0,500285	2,061505	145,4561 [0,000000]
USIM5	5,278526	0,426744	-0,131039	2,231211	50,99099 [0,000000]
GGBR4	5,324603	0,397828	-0,583161	2,964898	105,2357 [0,000000]
ITUB4	5,352992	0,316697	-0,702531	2,672222	160,8932 [0,000000]
BBDC4	5,681874	0,371785	-1,171876	3,788413	472,6205 [0,000000]
BBAS3	5,484772	0,435758	-0,808732	2,552830	217,6652 [0,000000]
AMBV4	5,503017	0,558389	0,412025	2,285642	91,92807 [0,000000]
LAME4	5,618353	0,449935	-0,827609	2,535245	228,4541 [0,000000]

ANEXO F – Teste de raiz unitária ADF nas séries dos preços em PETR4

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.497791	0.1161
Test critical values:		
1% level	-3.433676	
5% level	-2.862896	
10% level	-2.567539	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 10:09
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETR4(-1)	-0.003896	0.001560	-2.497791	0.0126
C	0.021809	0.008591	2.538466	0.0112
R-squared	0.003357	Mean dependent var		0.000394
Adjusted R-squared	0.002819	S.D. dependent var		0.023944
S.E. of regression	0.023911	Akaike info criterion		-4.627903
Sum squared resid	1.058829	Schwarz criterion		-4.621942
Log likelihood	4292.066	Hannan-Quinn criter.		-4.625706
F-statistic	6.238962	Durbin-Watson stat		1.936225
Prob(F-statistic)	0.012583			

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.802982	0.7032
Test critical values:		
1% level	-3.963000	
5% level	-3.412234	
10% level	-3.128045	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 10:11
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

PETR4(-1)	-0.003472	0.001926	-1.802982	0.0716
C	0.019925	0.009950	2.002377	0.0454
@TREND(1/03/2005)	-4.81E-07	1.28E-06	-0.375629	0.7072
R-squared	0.003433	Mean dependent var		0.000394
Adjusted R-squared	0.002357	S.D. dependent var		0.023944
S.E. of regression	0.023916	Akaike info criterion		-4.626900
Sum squared resid	1.058748	Schwarz criterion		-4.617960
Log likelihood	4292.136	Hannan-Quinn criter.		-4.623605
F-statistic	3.188583	Durbin-Watson stat		1.937193
Prob(F-statistic)	0.041457			

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.546356	0.8341
Test critical values:		
1% level	-2.566210	
5% level	-1.940994	
10% level	-1.616585	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 10:12
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETR4(-1)	5.52E-05	0.000101	0.546356	0.5849
R-squared	-0.000110	Mean dependent var		0.000394
Adjusted R-squared	-0.000110	S.D. dependent var		0.023944
S.E. of regression	0.023946	Akaike info criterion		-4.625508
Sum squared resid	1.062513	Schwarz criterion		-4.622528
Log likelihood	4288.846	Hannan-Quinn criter.		-4.624410
Durbin-Watson stat	1.937147			

ANEXO G – Quadro-resumo: teste raiz unitária – ADF

TESTE ADF			
	CONSTANTE	TENDÊNCIA e INTERCEPTO	NENHUM
PETR4	-2,497791 [0,1161]	-1,802982 [0,7032]	0,546356 [0,8341]
VALE5	-1,997411 [0,2882]	-2,216572 [0,4795]	0,967732 [0,9122]
CSNA3	-1,933401 [0,3170]	-0,859545 [0,9586]	0,542443 [0,8332]
USIM5	-1,401942 [0,5828]	-0,869790 [0,9576]	-0,240205 [0,5998]
GGBR4	-2,187755 [0,2110]	-1,988093 [0,6069]	0,472796 [0,8169]
ITUB4	-2,496867 [0,1164]	-3,025262 [0,1255]	0,660681 [0,8587]
BBDC4	-2,740869 [0,0674]	-3,060368 [0,1163]	1,258304 [0,9475]
BBAS3	-2,078166 [0,2537]	-2,017376 [0,5909]	0,711128 [0,8687]
AMBV4	0,042343 [0,9611]	-1,785660 [0,7116]	2,921750 [0,9993]
LAME4	-2,057436 [0,2624]	-2,232706 [0,4704]	1,071038 [0,9263]

ANEXO H – Teste de raiz unitária Phillips-Perron nas séries dos preços em VALE5

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 23 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.948031	0.3103
Test critical values:		
1% level	-3.433676	
5% level	-2.862896	
10% level	-2.567539	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000594
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000471

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 12:55
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE5(-1)	-0.002737	0.001370	-1.997411	0.0459
C	0.015585	0.007506	2.076398	0.0380
R-squared	0.002150	Mean dependent var		0.000636
Adjusted R-squared	0.001611	S.D. dependent var		0.024400
S.E. of regression	0.024381	Akaike info criterion		-4.588979
Sum squared resid	1.100855	Schwarz criterion		-4.583019
Log likelihood	4255.984	Hannan-Quinn criter.		-4.586783
F-statistic	3.989651	Durbin-Watson stat		1.961693
Prob(F-statistic)	0.045927			

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 21 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.028584	0.5847
Test critical values:		
1% level	-3.963000	
5% level	-3.412234	
10% level	-3.128045	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000593
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000496

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 12:55
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE5(-1)	-0.005270	0.002378	-2.216572	0.0268
C	0.027198	0.011649	2.334873	0.0197
@TREND(1/03/2005)	2.39E-06	1.84E-06	1.303479	0.1926
R-squared	0.003065	Mean dependent var		0.000636
Adjusted R-squared	0.001988	S.D. dependent var		0.024400
S.E. of regression	0.024376	Akaike info criterion		-4.588818
Sum squared resid	1.099845	Schwarz criterion		-4.579878
Log likelihood	4256.834	Hannan-Quinn criter.		-4.585523
F-statistic	2.845107	Durbin-Watson stat		1.958526
Prob(F-statistic)	0.058382			

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 23 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.117302	0.9321
Test critical values:		
1% level	-2.566210	
5% level	-1.940994	
10% level	-1.616585	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000595
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000466

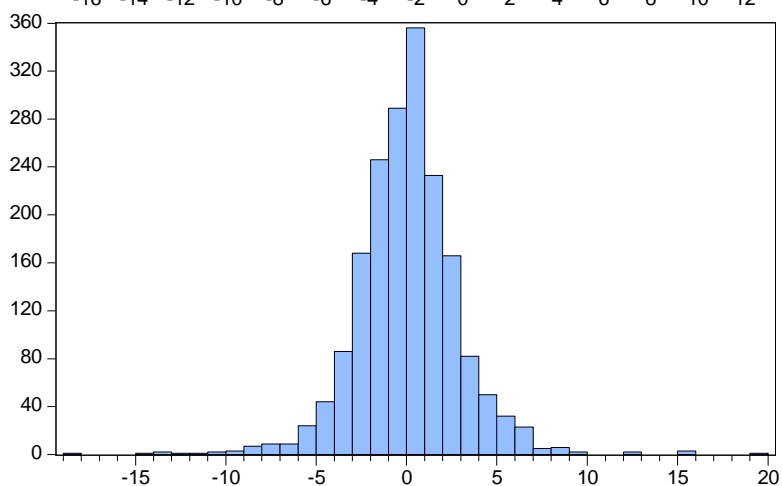
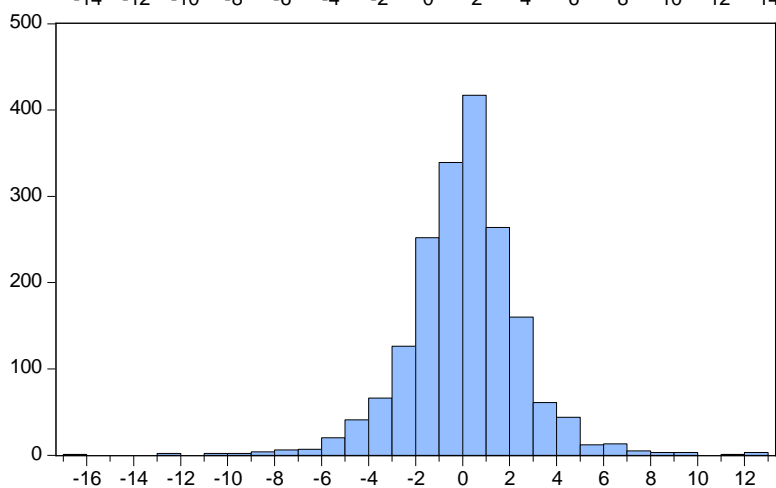
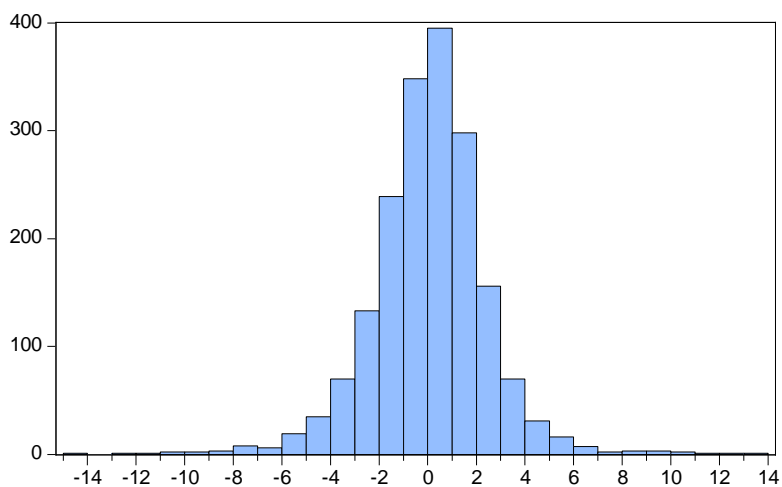
Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 12/20/12 Time: 12:59
 Sample (adjusted): 1/04/2005 6/29/2012
 Included observations: 1854 after adjustments

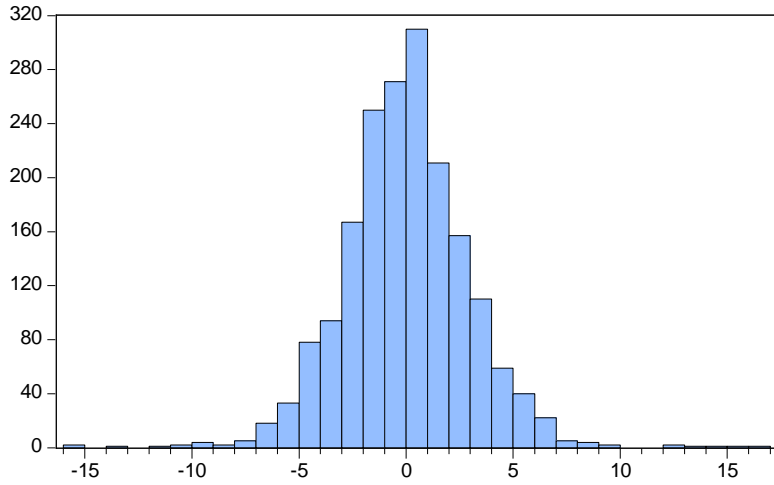
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE5(-1)	0.000100	0.000103	0.967732	0.3333
R-squared	-0.000173	Mean dependent var		0.000636
Adjusted R-squared	-0.000173	S.D. dependent var		0.024400
S.E. of regression	0.024402	Akaike info criterion		-4.587733
Sum squared resid	1.103417	Schwarz criterion		-4.584753
Log likelihood	4253.828	Hannan-Quinn criter.		-4.586635
Durbin-Watson stat	1.962700			

ANEXO I – Quadro-resumo: teste raiz unitária Phillips-Perron nos preços

TESTE PHILLIPS- PERRON	TENDÊNCIA e INTERCEPTO		
	CONSTANTE		NENHUM
PETR4	-2,480168 [0,1205]	-1,702661 [0,7500]	0,589285 [0,8436]
VALE5	-1,948031 [0,3103]	-2,028584 [0,5847]	1,117302 [0,9321]
CSNA3	1,929692 [0,3187]	-0,808662 [0,9635]	0,555936 [0,8362]
USIM5	-1,179472 [0,6854]	-0,569115 [0,9802]	-0,273064 [0,5878]
GGBR4	-2,062363 [0,2603]	-1,839019 [0,6854]	0,486031 [0,8201]
ITUB4	-2,351816 [0,1559]	-2,551170 [0,3032]	0,953913 [0,9101]
BBDC4	-2,828771 [0,0544]	-2,802368 [0,1965]	1,585248 [0,9728]
BBAS3	-2,016896 [0,2797]	-1,713757 [0,7451]	0,852939 [0,8942]
AMBV4	0,202874 [0,9728]	-1,700146 [0,7511]	3,169252 [0,9997]
LAME4	-2,002867 [0,2858]	-2,101995 [0,5438]	1,203536 [0,9419]

ANEXO J – Estatísticas descritivas nas séries dos retornos

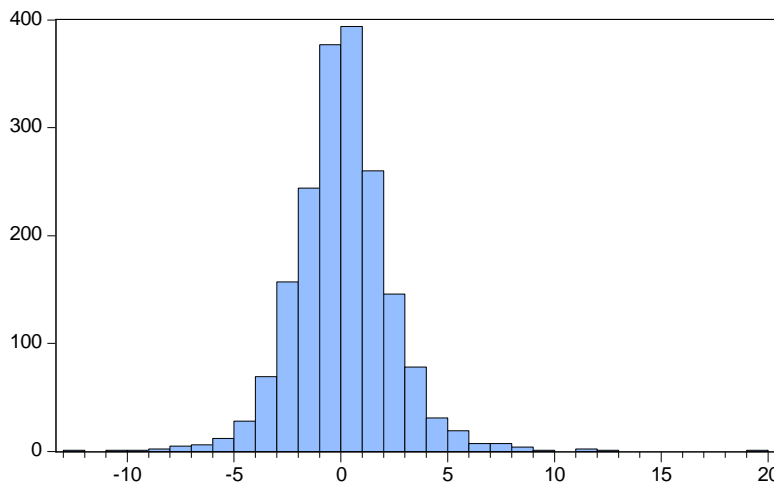
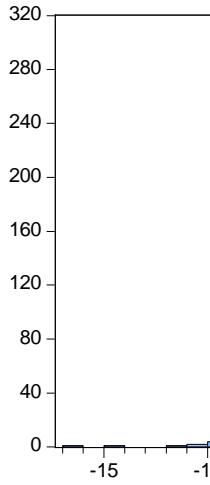




Series: RUSIM5
 Sample 1/03/2005 6/29/2012
 Observations 1854

Mean	-0.012404
Median	-0.015421
Maximum	16.62807
Minimum	-15.96765
Std. Dev.	2.947644
Skewness	0.076232
Kurtosis	5.763926

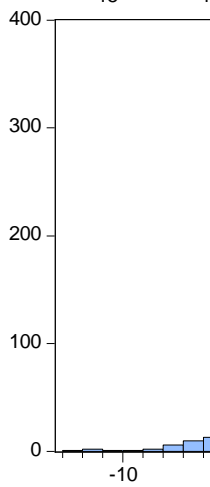
Jarque-Bera	591.9306
Probability	0.000000

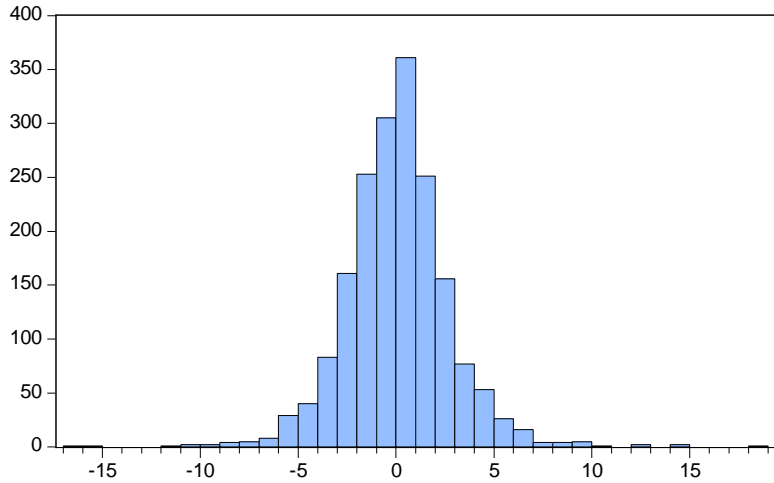


Series: RBBDC4
 Sample 1/03/2005 6/29/2012
 Observations 1854

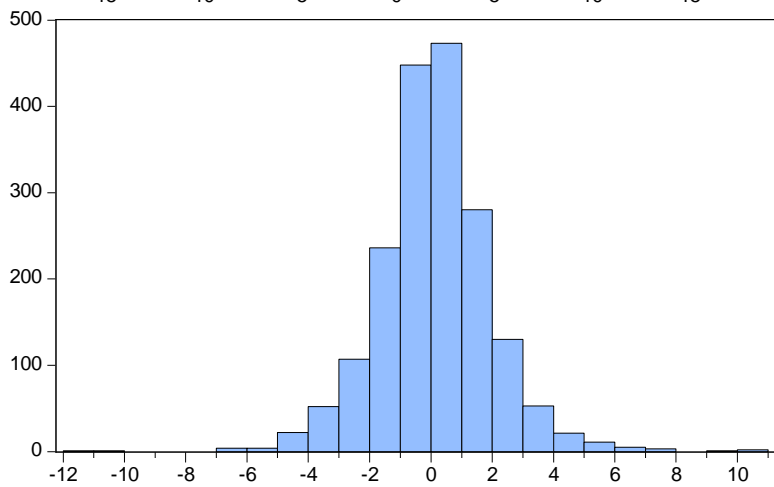
Mean	0.077191
Median	0.000000
Maximum	19.98888
Minimum	-12.21231
Std. Dev.	2.307877
Skewness	0.532776
Kurtosis	8.454647

Jarque-Bera	2386.143
Probability	0.000000

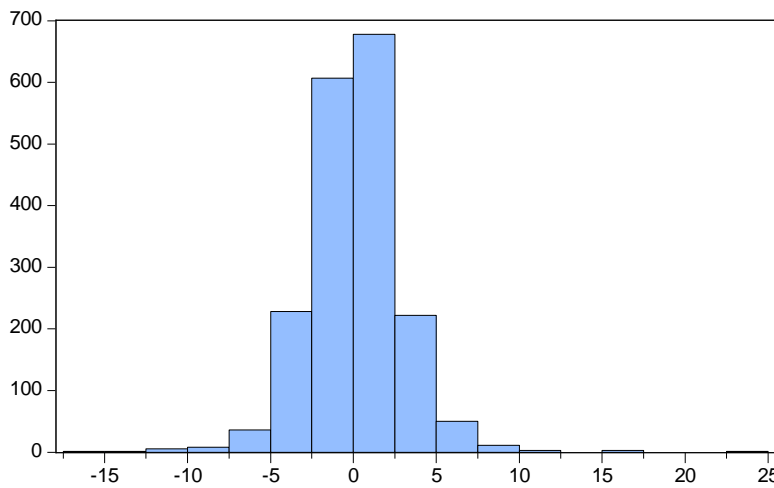




Series: RBBAS3	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1854	
Mean	0.054856
Median	0.000000
Maximum	18.82563
Minimum	-16.68324
Std. Dev.	2.689066
Skewness	0.234502
Kurtosis	7.585736
Jarque-Bera	1641.480
Probability	0.000000



Series: RAMBV4	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1854	
Mean	0.111926
Median	0.082073
Maximum	10.90630
Minimum	-11.96290
Std. Dev.	1.857846
Skewness	0.128828
Kurtosis	6.501616
Jarque-Bera	952.3148
Probability	0.000000



Series: RLAME4	
Sample 1/03/2005 6/29/2012	
Observations 1854	
Mean	0.082562
Median	0.000000
Maximum	24.71997
Minimum	-17.39533
Std. Dev.	2.868872
Skewness	0.413676
Kurtosis	9.323167
Jarque-Bera	3141.522
Probability	0.000000

ANEXO K – Quadro-resumo: estatística descritiva dos retornos

RETORNOS	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	ASSIMETRIA	CURTOSE	Jarque-Bera [P-VALOR]
PETR4	0,039432	2,394448	-0,172536	7,205412	1375,402 [0,000000]
VALE5	0,063558	2,440026	-0,169050	7,185761	1362,297 [0,000000]
CSNA3	0,048956	2,860184	0,066798	8,016959	1945,752 [0,000000]
USIM5	-0,012404	2,947644	0,076232	5,763926	591,9306 [0,000000]
GGBR4	0,041952	2,790813	-0,009666	5,881627	641,4954 [0,000000]
ITUB4	0,046703	2,484518	0,586158	9,105605	2985,924 [0,000000]
BBDC4	0,077191	2,307877	0,532776	8,454647	2386,143 [0000000]
BBAS3	0,054856	2,689066	0,234502	7,585736	1641,480 [0,000000]
AMBV4	0,111926	1,857846	0,128828	6,501616	952,3148 [0,000000]
LAME4	0,082562	2,868872	0,413676	9,323167	3141,522 [0,000000]

ANEXO L – Teste de raiz unitária ADF nas séries dos retornos em CSNA3

Null Hypothesis: RCSNA3 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.01175	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433678	
5% level	-2.862896	
10% level	-2.567539	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RCSNA3)
 Method: Least Squares
 Date: 12/24/12 Time: 18:39
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RCSNA3(-1)	-0.999721	0.023243	-43.01175	0.0000
C	0.051117	0.066453	0.769225	0.4419
R-squared	0.499866	Mean dependent var		0.004325
Adjusted R-squared	0.499596	S.D. dependent var		4.043294
S.E. of regression	2.860195	Akaike info criterion		4.940736
Sum squared resid	15142.51	Schwarz criterion		4.946698
Log likelihood	-4575.591	Hannan-Quinn criter.		4.942933
F-statistic	1850.011	Durbin-Watson stat		1.999622
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RCSNA3 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.08338	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963002	
5% level	-3.412235	
10% level	-3.128046	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RCSNA3)
 Method: Least Squares
 Date: 12/24/12 Time: 18:39
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

RCSNA3(-1)	-1.001655	0.023249	-43.08338	0.0000
C	0.269493	0.133100	2.024750	0.0430
@TREND(1/03/2005)	-0.000235	0.000124	-1.893158	0.0585
R-squared	0.500833	Mean dependent var		0.004325
Adjusted R-squared	0.500294	S.D. dependent var		4.043294
S.E. of regression	2.858201	Akaike info criterion		4.939879
Sum squared resid	15113.23	Schwarz criterion		4.948824
Log likelihood	-4573.798	Hannan-Quinn criter.		4.943176
F-statistic	928.0888	Durbin-Watson stat		1.999621
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RCSNA3 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-43.00966	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.566211	
5% level	-1.940995	
10% level	-1.616584	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RCSNA3)

Method: Least Squares

Date: 12/24/12 Time: 18:40

Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012

Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RCSNA3(-1)	-0.999429	0.023237	-43.00966	0.0000
R-squared	0.499706	Mean dependent var		0.004325
Adjusted R-squared	0.499706	S.D. dependent var		4.043294
S.E. of regression	2.859880	Akaike info criterion		4.939976
Sum squared resid	15147.35	Schwarz criterion		4.942957
Log likelihood	-4575.888	Hannan-Quinn criter.		4.941075
Durbin-Watson stat	1.999570			

ANEXO M – Quadro-resumo: teste raiz unitária ADF nos retornos

	CONSTANTE	TENDÊNCIA e INTERCEPTO	NONE
PETR4	-41,698870 [0,0000]	-41,757520 [0,0000]	-41,698760 [0,0000]
VALE5	-27,911590 [0,0000]	-27,934380 [0,0000]	-27,874580 [0,0000]
CSNA3	-43,011750 [0,0000]	-43,083380 [0,0000]	-43,009660 [0,0001]
USIM5	-38,938780 [0,0000]	-39,022060 [0,0000]	-38,948970 [0,0000]
GGBR4	-39,874040 [0,0000]	-39,883540 [0,0000]	-39,875450 [0,0000]
ITUB4	-40,884380 [0,0000]	-27,086310 [0,0000]	-40,881190 [0,0000]
BBDC4	-27,555050 [0,0000]	-27,610010 [0,0000]	-27,490230 [0,0000]
BBAS3	-41,646350 [0,0000]	-27,328420 [0,0000]	-41,639920 [0,0000]
AMBV4	-33,732060 [0,0000]	-33,732330 [0,0000]	-33,535560 [0,0000]
LAME4	-44,825190 [0,0001]	-44,826390 [0,0000]	-44,797720 [0,0001]

ANEXO N – Teste de raiz unitária Phillips-Perron nas séries dos retornos em USIM5

Null Hypothesis: RUSIM5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.75133	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433678	
5% level	-2.862896	
10% level	-2.567539	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	8.593845
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.324028

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(RUSIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 01/12/13 Time: 12:55
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUSIM5(-1)	-0.900651	0.023130	-38.93878	0.0000
C	-0.008721	0.068139	-0.127983	0.8982
R-squared	0.450290	Mean dependent var		0.004579
Adjusted R-squared	0.449993	S.D. dependent var		3.954978
S.E. of regression	2.933109	Akaike info criterion		4.991082
Sum squared resid	15924.39	Schwarz criterion		4.997045
Log likelihood	-4622.237	Hannan-Quinn criter.		4.993280
F-statistic	1516.229	Durbin-Watson stat		1.990331
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RUSIM5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.83417	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963002	
5% level	-3.412235	
10% level	-3.128046	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	8.575215
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.058519

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(RUSIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 01/12/13 Time: 12:55
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUSIM5(-1)	-0.903039	0.023142	-39.02206	0.0000
C	0.228352	0.136452	1.673499	0.0944
@TREND(1/03/2005)	-0.000256	0.000127	-2.004795	0.0451
R-squared	0.451481	Mean dependent var		0.004579
Adjusted R-squared	0.450888	S.D. dependent var		3.954978
S.E. of regression	2.930720	Akaike info criterion		4.989991
Sum squared resid	15889.87	Schwarz criterion		4.998935
Log likelihood	-4620.227	Hannan-Quinn criter.		4.993288
F-statistic	761.3605	Durbin-Watson stat		1.990082
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: RUSIM5 has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-38.76243	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566211	
5% level	-1.940995	
10% level	-1.616584	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	8.593921
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7.324647

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(RUSIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 01/12/13 Time: 12:57
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RUSIM5(-1)	-0.900637	0.023124	-38.94897	0.0000
R-squared	0.450285	Mean dependent var		0.004579
Adjusted R-squared	0.450285	S.D. dependent var		3.954978
S.E. of regression	2.932330	Akaike info criterion		4.990011
Sum squared resid	15924.54	Schwarz criterion		4.992993
Log likelihood	-4622.246	Hannan-Quinn criter.		4.991110
Durbin-Watson stat	1.990342			

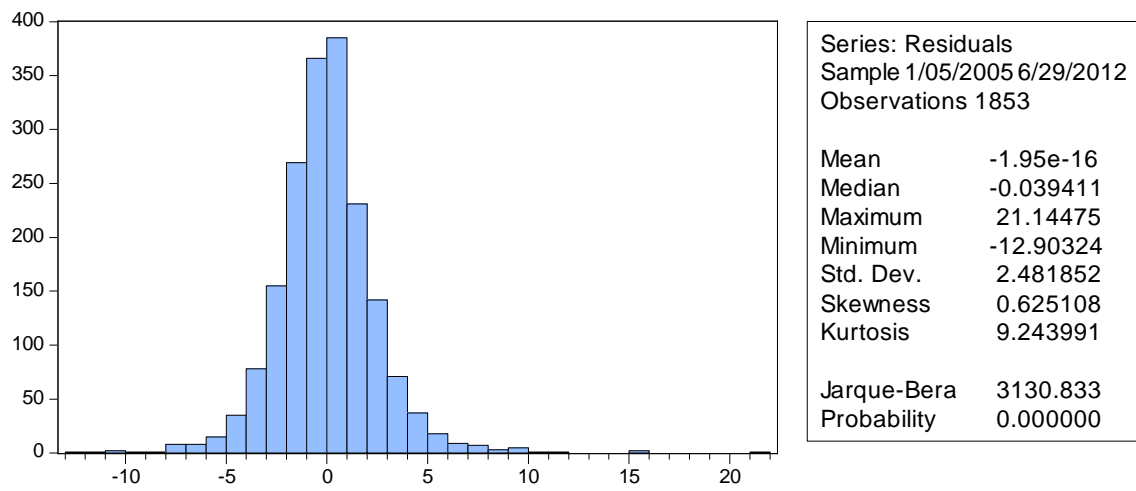
ANEXO O – Quadro-resumo: teste raiz unitária Phillips-Perron nos retornos

TESTE PHILLIPS-PERRON			
	CONSTANTE	TENDENCIA e INTERCEPTO	NONE
PETR4	-41,734220 [0,0000]	-41,843110 [0,0000]	-41,728760 [0,0000]
VALE5	-42,585150 [0,0000]	-42,630310 [0,0000]	-42,506530 [0,0001]
CSNA3	-43,017590 [0,0000]	-43,100730 [0,0000]	-43,014100 [0,0001]
USIM5	-38,751330 [0,0000]	-38,834170 [0,0000]	-38,762430 [0,0000]
GGBR4	-39,763710 [0,0000]	-39,770840 [0,0000]	-39,765590 [0,0000]
ITUB4	-42,783590 [0,0000]	-43,236700 [0,0000]	-42,531090 [0,0001]
BBDC4	-42,754160 [0,0000]	-43,106680 [0,0000]	-42,421460 [0,0001]
BBAS3	-42,038700 [0,0000]	-42,131170 [0,0000]	-42,004900 [0,0000]
AMBV4	-45,189550 [0,0001]	-45,199330 [0,0000]	-44,581710 [0,0000]
LAME4	-45,024600 [0,0001]	-45,044460 [0,0000]	-44,963850 [0,0001]

ANEXO P – Equações estimadas AR(1) em GGBR4

Dependent Variable: RGGBR4
 Method: Least Squares
 Date: 12/25/12 Time: 21:09
 Sample (adjusted): 1/05/2005 6/29/2012
 Included observations: 1853 after adjustments
 RGGBR4=C(1)+C(2)*RGGBR4(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.041208	0.064661	0.637293	0.5240
C(2)	0.074415	0.023213	3.205801	0.0014
R-squared	0.005522	Mean dependent var		0.044028
Adjusted R-squared	0.004984	S.D. dependent var		2.790135
S.E. of regression	2.783173	Akaike info criterion		4.886139
Sum squared resid	14337.94	Schwarz criterion		4.892102
Log likelihood	-4525.008	Hannan-Quinn criter.		4.888337
F-statistic	10.27716	Durbin-Watson stat		1.996931
Prob(F-statistic)	0.001370			

ANEXO Q - Estatísticas descritivas dos resíduos em ITUB4

ANEXO R – Testes LM (1 LAG e 2 LAGS) em BBDC4

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.335638	Prob. F(1,1850)	0.5624
Obs*R-squared	0.336121	Prob. Chi-Square(1)	0.5621

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/26/12 Time: 08:31

Sample: 1/05/2005 6/29/2012

Included observations: 1853

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.023430	0.067168	0.348822	0.7273
C(2)	-0.303474	0.524340	-0.578774	0.5628
RESID(-1)	0.304072	0.524858	0.579342	0.5624
R-squared	0.000181	Mean dependent var		-1.17E-16
Adjusted R-squared	-0.000899	S.D. dependent var		2.306235
S.E. of regression	2.307272	Akaike info criterion		4.511626
Sum squared resid	9848.479	Schwarz criterion		4.520570
Log likelihood	-4177.022	Hannan-Quinn criter.		4.514923
F-statistic	0.167819	Durbin-Watson stat		1.999001
Prob(F-statistic)	0.845520			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.989849	Prob. F(2,1849)	0.0505
Obs*R-squared	5.973316	Prob. Chi-Square(2)	0.0505

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/26/12 Time: 08:31

Sample: 1/05/2005 6/29/2012

Included observations: 1853

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.052377	0.074288	-0.705059	0.4809
C(2)	0.677919	0.667020	1.016341	0.3096
RESID(-1)	-0.677270	0.667412	-1.014770	0.3103
RESID(-2)	-0.070270	0.029581	-2.375546	0.0176
R-squared	0.003224	Mean dependent var		-1.17E-16
Adjusted R-squared	0.001606	S.D. dependent var		2.306235
S.E. of regression	2.304382	Akaike info criterion		4.509658
Sum squared resid	9818.512	Schwarz criterion		4.521584
Log likelihood	-4174.198	Hannan-Quinn criter.		4.514054
F-statistic	1.993233	Durbin-Watson stat		2.008940
Prob(F-statistic)	0.112997			

ANEXO S - Testes de heterocedasticidade Arch (1 LAG E 2 LAGS) em BBAS3

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	72.90715	Prob. F(1,1850)	0.0000
Obs*R-squared	70.21870	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/26/12 Time: 09:07

Sample (adjusted): 1/06/2005 6/29/2012

Included observations: 1852 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.817767	0.456452	12.74562	0.0000
RESID^2(-1)	0.194725	0.022805	8.538568	0.0000

R-squared	0.037915	Mean dependent var	7.222823
Adjusted R-squared	0.037395	S.D. dependent var	18.67499
S.E. of regression	18.32249	Akaike info criterion	8.655214
Sum squared resid	621069.9	Schwarz criterion	8.661180
Log likelihood	-8012.729	Hannan-Quinn criter.	8.657413
F-statistic	72.90715	Durbin-Watson stat	2.090223
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	91.04233	Prob. F(2,1848)	0.0000
Obs*R-squared	166.0220	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/26/12 Time: 09:08

Sample (adjusted): 1/07/2005 6/29/2012

Included observations: 1851 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.471683	0.463418	9.649350	0.0000
RESID^2(-1)	0.149484	0.022629	6.605919	0.0000
RESID^2(-2)	0.232036	0.022629	10.25381	0.0000

R-squared	0.089693	Mean dependent var	7.225849
Adjusted R-squared	0.088708	S.D. dependent var	18.67958
S.E. of regression	17.83183	Akaike info criterion	8.601467
Sum squared resid	587616.2	Schwarz criterion	8.610419
Log likelihood	-7957.657	Hannan-Quinn criter.	8.604767
F-statistic	91.04233	Durbin-Watson stat	2.056808
Prob(F-statistic)	0.000000		

ANEXO T – Quadro-resumo: tabela AR(1)

TABELA DOS RESÍDUOS AR(1)							
	C(1)	C(2)	JARQUE- BERA	LM(1)	LM(2)	ARCH(1)	ARCH(2)
RPETR4	0,038931 [0,4841]	0,030899 [0,1838]	1404,442000 [0,000000]	3,248990 [0,0715]	3,710990 [0,1564]	83,614140 [0,0000]	240,303100 [0,0000]
RVALE5	0,064227 [0,2574]	0,017893 [0,4413]	1391,872000 [0,000000]	0,994129 [0,3187]	9,717838 [0,0078]	30,241280 [0,0000]	167,326500 [0,0000]
RCSNA3	0,051117 [0,4419]	0,000279 [0,9904]	1953,668000 [0,000000]	0,29844 [0,5849]	0,314422 [0,8545]	108,475100 [0,0000]	199,183500 [0,0000]
RUSIM5	-0,008721 [0,8982]	0,099349 [0,0000]	636,053400 [0,000000]	2,984148 [0,0841]	3,119911 [0,2101]	10,103710 [0,0015]	97,168180 [0,000000]
RGGBR4	0,041208 [0,5240]	0,074415 [0,0014]	674,889900 [0,000000]	0,071825 [0,7887]	0,097952 [0,9522]	38,807300 [0,000000]	132,436900 [0,000000]
RITUB4	0,045141 [0,4340]	0,050422 [0,0301]	3130,833000 [0,000000]	1,964716 [0,1610]	1,964962 [0,3744]	46,804630 [0,000000]	210,835000 [0,000000]
RBBDC4	0,076963 [0,1514]	0,027467 [0,2371]	2531,362000 [0,000000]	0,336121 [0,5621]	5,973316 [0,0505]	52,241950 [0,000000]	187,868100 [0,000000]
RBBAS3	0,054515 [0,3829]	0,032162 [0,1665]	1713,766000 [0,000000]	2,469403 [0,1161]	5,005532 [0,081900]	70,218700 [0,000000]	166,022000 [0,000000]
RAMBV4	0,116094 [0,0073]	-0,029370 [0,2063]	972,357700 [0,000000]	11,008430 [0,0009]	15,360770 [0,0005]	18,054840 [0,0000]	175,473000 [0,0000]
RLAME4	0,086981 [0,1920]	-0,042115 [0,0702]	3075,937000 [0,000000]	3,647001 [0,0562]	6,298019 [0,0429]	26,743910 [0,000000]	293,055900 [0,000000]

ANEXO U – Quadro-resumo dos retornos acumulados em logaritmo natural por dia da semana

RETORNO ACUMULADO EM LOGARITMO NATURAL						
	SEGUNDA	TERÇA	QUARTA	QUINTA	SEXTA	RETORNO DO ATIVO
PETR4	0,220013	0,054069	0,799714	-0,406662	0,063940	0,731073
VALE5	0,442388	0,261988	0,170439	0,179784	0,123758	1,178357
CSNA3	-0,420154	0,357202	0,308760	0,166173	0,495671	0,907653
USIM5	-0,974566	-0,184875	0,175419	0,117679	0,636382	-0,229961
GGBR4	-0,156053	0,268400	0,035757	0,571742	0,057948	0,777794
ITUB4	0,176898	0,148964	0,409958	-0,008989	0,139037	0,865869
BBDC4	0,343429	0,527515	0,512397	-0,031000	0,078779	1,431121
BBAS3	-0,735025	0,476938	0,275722	0,692368	0,307036	1,017039
AMBV4	0,406156	0,573170	0,215950	0,676160	0,203672	2,075109
LAME4	-0,125382	0,644231	-0,359018	0,536802	0,834066	1,530698

ANEXO V – Quadro-resumo dos retornos acumulados em percentual por dia da semana

VARIÇÃO PERCENTUAL (%)						
	SEGUNDA	TERÇA	QUARTA	QUINTA	SEXTA	RETORNO ACUMULADO DO ATIVO NO PERÍODO
PETR4	24,61	5,56	122,49	-33,41	6,60	107,73
VALE5	55,64	29,95	18,58	19,70	13,17	224,90
CSNA3	-34,31	42,93	36,17	18,08	64,16	147,85
USIM5	-62,26	-16,88	19,17	12,49	88,96	-20,54
GGBR4	-14,45	30,79	3,64	77,14	5,97	117,67
ITUB4	19,35	16,06	50,68	-0,89	14,92	137,71
BBDC4	40,98	69,47	66,93	-3,05	8,20	318,34
BBAS3	-52,05	61,11	31,75	99,84	35,94	176,50
AMBV4	50,10	77,39	24,10	96,63	22,59	696,54
LAME4	-11,78	90,45	-30,16	71,05	130,27	362,14

ANEXO W – Coeficientes estimados através das variáveis *dummies* em AMBV4

Dependent Variable: RAMBV4

Method: Least Squares

Date: 12/28/12 Time: 09:11

Sample: 1 1854

Included observations: 1854

RAMBV4= C(1)+C(2)*TERCA+C(3)*QUARTA+C(4)*QUINTA+C(5)*SEXTA

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.110069	0.096783	1.137277	0.2556
C(2)	0.044841	0.136780	0.327837	0.7431
C(3)	-0.052940	0.136055	-0.389106	0.6972
C(4)	0.073172	0.136872	0.534600	0.5930
C(5)	-0.054724	0.136965	-0.399544	0.6895
R-squared	0.000762	Mean dependent var		0.111926
Adjusted R-squared	-0.001400	S.D. dependent var		1.857846
S.E. of regression	1.859145	Akaike info criterion		4.080804
Sum squared resid	6390.922	Schwarz criterion		4.095704
Log likelihood	-3777.905	Hannan-Quinn criter.		4.086296
F-statistic	0.352582	Durbin-Watson stat		2.057324
Prob(F-statistic)	0.842359			

ANEXO X – Quadro-resumo dos coeficientes estimados e p-valores

COEFICIENTES DA REGRESSÃO					
	SEGUNDA	TERÇA	QUARTA	QUINTA	SEXTA
PETR4	0,059624 [0,6325]	-0,045011 [0,7984]	0,151940 [0,3861]	-0,169831 [0,3355]	-0,042249 [0,8108]
VALE5	0,119888 [0,3459]	-0,049081 [0,7848]	-0,074799 [0,6757]	-0,071166 [0,6923]	-0,086258 [0,6317]
CSNA3	-0,113863 [0,4448]	0,210404 [0,3178]	0,195545 [0,3506]	0,158896 [0,4509]	0,248556 [0,2386]
USIM5	-0,264110 [0,0854]	0,214144 [0,3235]	0,310517 [0,1501]	0,296001 [0,1727]	0,437040 [0,0443]
GGBR4	-0,042291 [0,7712]	0,114831 [0,5763]	0,051750 [0,8002]	0,197234 [0,3376]	0,058037 [0,7779]
ITUB4	0,047940 [0,7112]	-0,007679 [0,9665]	0,060515 [0,7395]	-0,050376 [0,7832]	-0,010158 [0,9558]
BBDC4	0,093070 [0,4390]	0,049501 [0,7708]	0,042485 [0,8016]	-0,101471 [0,5507]	-0,071663 [0,6737]
BBAS3	-0,199194 [0,1549]	0,328096 [0,0974]	0,272136 [0,1668]	0,386827 [0,0508]	0,282627 [0,1538]
AMBV4	0,110069 [0,2556]	0,044841 [0,7431]	-0,052940 [0,6972]	0,073172 [0,5930]	-0,054724 [0,6895]
LAME4	-0,033979 [0,8201]	0,208095 [0,3244]	-0,060999 [0,7715]	0,179454 [0,3957]	0,260627 [0,2177]

ANEXO Y - Teste de Wald nos coeficientes estimados em LAME4

Wald Test:

Equation: ESTIMACAO_RLAME4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.724985	1849	0.4686
F-statistic	0.525604	(1, 1849)	0.4686
Chi-square	0.525604	1	0.4685

Null Hypothesis: $C(1)=C(2)$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(1) - C(2)$	-0.242074	0.333903

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: ESTIMACAO_RLAME4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	0.081095	1849	0.9354
F-statistic	0.006576	(1, 1849)	0.9354
Chi-square	0.006576	1	0.9354

Null Hypothesis: $C(1)=C(3)$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(1) - C(3)$	0.027020	0.333197

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:

Equation: ESTIMACAO_RLAME4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.639034	1849	0.5229
F-statistic	0.408364	(1, 1849)	0.5229
Chi-square	0.408364	1	0.5228

Null Hypothesis: $C(1)=C(4)$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(1) - C(4)$	-0.213433	0.333993

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
Equation: ESTIMACAO_RLAME4

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-0.881834	1849	0.3780
F-statistic	0.777631	(1, 1849)	0.3780
Chi-square	0.777631	1	0.3779

Null Hypothesis: $C(1)=C(5)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$C(1) - C(5)$	-0.294606	0.334084

Restrictions are linear in coefficients.

ANEXO Z – Quadro-resumo do teste de Wald nos coeficientes da regressão

TESTE DE WALD NOS COEFICIENTES DA REGRESSÃO				
	2ª e 3ª	2ª e 4ª	2ª e 5ª	2ª e 6ª
RPETR4	0,375454 [0,7074]	-0,331954 [0,7400]	0,823114 [0,4105]	0,365346 [0,7149]
RVALE5	0,594461 [0,5523]	0,686392 [0,4926]	0,671980 [0,5017]	0,724865 [0,4686]
RCSNA3	-0,973602 [0,3304]	-0,930958 [0,3520]	-0,818730 [0,4130]	-1,087563 [0,2769]
RUSIM5	-1,394379 [0,1634]	-1,678911 [0,0933]	-1,632598 [0,1027]	-2,043138 [0,0412]
RGGBR4	-0,483401 [0,6289]	-0,289939 [0,7719]	-0,736724 [0,4614]	-0,308502 [0,7577]
RITUB4	0,192178 [0,8476]	-0,043541 [0,9653]	0,339613 [0,7342]	0,200634 [0,8410]
RBBDC4	0,162103 [0,8712]	0,188608 [0,8504]	0,723617 [0,4694]	0,612575 [0,5402]
RBBAS3	-1,685217 [0,0921]	-1,509560 [0,1313]	-1,872416 0,061300	-1,539065 [0,1240]
RAMBV4	0,301485 [0,7631]	0,755029 [0,4503]	0,170495 [0,8646]	0,761265 [0,4466]
RLAME4	-0,724985 [0,4686]	0,081095 [0,9354]	-0,639034 [0,5229]	-0,881834 [0,3780]

ANEXO AA – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis em PETR4

TESTES ENTRE OS CINCO DIAS DA SEMANA

MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/04/13 Time: 18:46

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
Anova F-test	(4, 1849)	0.872714	0.4795
Welch F-test*	(4, 922.868)	0.852858	0.4919

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	4	20.01991	5.004977
Within	1849	10603.94	5.734959
Total	1853	10623.96	5.733383

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
SEGUNDA	369	0.059624	2.697751	0.140439
TERÇA	370	0.014613	2.334045	0.121341
QUARTA	378	0.211564	2.450803	0.126056
QUINTA	369	-0.110207	2.382135	0.124009
SEXTA	368	0.017375	2.063564	0.107571
All	1854	0.039432	2.394448	0.055610

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/04/13 Time: 18:47

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
Med. Chi-square	4	1.988528	0.7379
Adj. Med. Chi-square	4	1.711829	0.7886
Kruskal-Wallis	4	7.868127	0.0965
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	4	7.868135	0.0965
van der Waerden	4	6.234941	0.1823

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
----------	-------	--------	---------------------	-----------	------------

SEGUNDA	369	0.159581	188	938.8252	0.013347
TERÇA	370	0.013776	178	911.0973	-0.021621
QUARTA	378	0.318624	198	984.7262	0.096520
QUINTA	369	0.027929	178	879.2195	-0.080604
SEXTA	368	0.122125	185	922.2663	-0.009964
All	1854	0.116686	927	927.5000	1.88E-08

TESTES ENTRE SEGUNDA-FEIRA E TERÇA-FEIRA

MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:37

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
t-test	737	0.242565	0.8084
Satterthwaite-Welch t-test*	721.5160	0.242517	0.8084
Anova F-test	(1, 737)	0.058838	0.8084
Welch F-test*	(1, 721.516)	0.058815	0.8084

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	0.374299	0.374299
Within	737	4688.478	6.361571
Total	738	4688.852	6.353458

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
SEGUNDA	369	0.059624	2.697751	0.140439
TERÇA	370	0.014613	2.334045	0.121341
All	739	0.037088	2.520607	0.092722

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:38

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon/Mann-Whitney		0.713052	0.4758
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		0.713052	0.4758
Med. Chi-square	1	0.488430	0.4846
Adj. Med. Chi-square	1	0.391008	0.5318
Kruskal-Wallis	1	0.508689	0.4757
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	0.508689	0.4757
van der Waerden	1	0.222586	0.6371

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
SEGUNDA	369	0.159581	189	375.6084	0.017256
TERÇA	370	0.013776	180	364.4068	-0.017209
All	739	0.079177	369	370.0000	4.38E-09

TESTES ENTRE SEGUNDA-FEIRA E QUARTA-FEIRA
MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:52

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
t-test	745	-0.806063	0.4205
Satterthwaite-Welch t-test*	734.4725	-0.805133	0.4210
Anova F-test	(1, 745)	0.649738	0.4205
Welch F-test*	(1, 734.473)	0.648239	0.4210

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	4.310664	4.310664
Within	745	4942.678	6.634468
Total	746	4946.989	6.631353

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
SEGUNDA	369	0.059624	2.697751	0.140439
QUARTA	378	0.211564	2.450803	0.126056
All	747	0.136510	2.575141	0.094219

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:52

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon/Mann-Whitney		1.173429	0.2406
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		1.173430	0.2406
Med. Chi-square	1	0.226691	0.6340
Adj. Med. Chi-square	1	0.162360	0.6870
Kruskal-Wallis	1	1.377334	0.2406

Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	1.377335	0.2406
van der Waerden	1	1.196972	0.2739

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
SEGUNDA	369	0.159581	181	364.6220	-0.040231
QUARTA	378	0.318624	192	383.1548	0.039273
All	747	0.209424	373	374.0000	2.01E-08

TESTES ENTRE SEGUNDA-FEIRA E QUINTA-FEIRA MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:56

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
t-test	736	0.906470	0.3650
Satterthwaite-Welch t-test*	724.8930	0.906470	0.3650
Anova F-test	(1, 736)	0.821688	0.3650
Welch F-test*	(1, 724.893)	0.821688	0.3650

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	5.321427	5.321427
Within	736	4766.493	6.476214
Total	737	4771.815	6.474647

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
SEGUNDA	369	0.059624	2.697751	0.140439
QUINTA	369	-0.110207	2.382135	0.124009
All	738	-0.025291	2.544533	0.093666

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:56

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon/Mann-Whitney		1.450757	0.1468
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		1.450757	0.1468
Med. Chi-square	1	0.439024	0.5076

Adj. Med. Chi-square	1	0.346883	0.5559
Kruskal-Wallis	1	2.105197	0.1468
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	2.105198	0.1468
van der Waerden	1	1.404019	0.2361

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
SEGUNDA	369	0.159581	189	380.8862	0.043308
QUINTA	369	0.027929	180	358.1138	-0.043308
All	738	0.108834	369	369.5000	2.51E-09

TESTES ENTRE SEGUNDA-FEIRA E SEXTA-FEIRA

MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/05/13 Time: 14:59

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
t-test	735	0.238741	0.8114
Satterthwaite-Welch t-test*	688.7537	0.238826	0.8113
Anova F-test	(1, 735)	0.056997	0.8114
Welch F-test*	(1, 688.754)	0.057038	0.8113

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	0.328881	0.328881
Within	735	4241.046	5.770131
Total	736	4241.375	5.762738

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
SEGUNDA	369	0.059624	2.697751	0.140439
SEXTA	368	0.017375	2.063564	0.107571
All	737	0.038528	2.400570	0.088426

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/05/13 Time: 15:00

Sample: 1 378

Included observations: 378

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

Wilcoxon/Mann-Whitney		0.473382	0.6359
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		0.473382	0.6359
Med. Chi-square	1	0.066512	0.7965
Adj. Med. Chi-square	1	0.033940	0.8538
Kruskal-Wallis	1	0.224254	0.6358
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	0.224255	0.6358
van der Waerden	1	0.146458	0.7019

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
SEGUNDA	369	0.159581	186	372.7087	0.013978
SEXTA	368	0.122125	182	365.2813	-0.014016
All	737	0.136147	368	369.0000	5.64E-08

ANEXO AB – Quadro-resumo dos teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por dia da semana

	TESTE	5 DIAS	2ª/3ª	2ª/4ª	2ª/5ª	2ª/6ª
PETR4	ANOVA	0,872714	0,058838	0,649738	0,821688	0,056997
	P-VALOR	[0,4795]	[0,8084]	[0,4205]	[0,3650]	[0,8114]
	KRUSKAL-WALLIS	7,868127	0,508689	1,377334	2,105197	0,224254
	P-VALOR	[0,0965]	[0,4757]	[0,2406]	[0,1468]	[0,6358]
VALE5	ANOVA	0,072502	0,064802	0,141633	0,137926	0,229865
	P-VALOR	[0,9904]	[0,7991]	[0,7068]	[0,7105]	[0,6318]
	KRUSKAL-WALLIS	0,897249	0,369170	0,092337	0,207164	0,804800
	P-VALOR	[0,9250]	[0,5435]	[0,7612]	[0,6490]	[0,3697]
CSNA3	ANOVA	0,419233	0,907884	0,757598	0,527258	1,454772
	P-VALOR	[0,7949]	[0,3410]	[0,3844]	[0,4680]	[0,2282]
	KRUSKAL-WALLIS	2,486236	0,750675	1,648628	0,199843	1,664635
	P-VALOR	[0,6471]	[0,3863]	[0,1991]	[0,6548]	[0,1970]
USIM5	ANOVA	1,110112	0,898906	1,845450	1,747659	4,059514
	P-VALOR	[0,3500]	[0,3434]	[0,1747]	[0,1866]	[0,0443]
	KRUSKAL-WALLIS	4,641292	0,964742	3,309322	1,470515	3,481372
	P-VALOR	[0,3261]	[0,3260]	[0,0689]	[0,2253]	[0,0621]
GGBR4	ANOVA	0,266883	0,273810	0,057973	0,839279	0,084054
	P-VALOR	[0,8993]	[0,6009]	[0,8098]	[0,3599]	[0,7720]
	KRUSKAL-WALLIS	1,211676	0,288863	0,425545	0,771521	0,017565
	P-VALOR	[0,8762]	[0,5909]	[0,5142]	[0,3797]	[0,8946]
ITUB4	ANOVA	0,096106	0,001641	0,094998	0,069147	0,003065
	P-VALOR	[0,9837]	[0,9677]	[0,7580]	[0,7927]	[0,9559]
	KRUSKAL-WALLIS	1,817439	0,138538	1,149967	0,005513	0,434779
	P-VALOR	[0,7693]	[0,7097]	[0,2836]	[0,9408]	[0,5097]
BBDC4	ANOVA	0,319203	0,078340	0,056150	0,320307	0,183198
	P-VALOR	[0,8653]	[0,7796]	[0,8128]	[0,5716]	[0,6688]
	KRUSKAL-WALLIS	2,676614	0,005389	0,740583	0,449993	0,170996
	P-VALOR	[0,6133]	[0,9415]	[0,3895]	[0,5023]	[0,6792]
BBAS3	ANOVA	1,133421	2,656820	1,698462	3,769978	2,180165
	P-VALOR	[0,3389]	[0,1035]	[0,1929]	[0,0526]	[0,1402]
	KRUSKAL-WALLIS	5,020529	2,053480	3,076653	4,009041	2,468098
	P-VALOR	[0,2852]	[0,1519]	[0,0794]	[0,0453]	[0,1162]
AMBV4	ANOVA	0,352582	0,109300	0,148505	0,293324	0,173747
	P-VALOR	[0,8424]	[0,7410]	[0,7001]	[0,5883]	[0,6769]
	KRUSKAL-WALLIS	2,880374	0,705685	0,175143	1,370514	0,147403
	P-VALOR	[0,5780]	[0,4009]	[0,6756]	[0,2417]	[0,7010]
LAME4	ANOVA	0,884557	0,945339	0,083303	0,742102	1,484973
	P-VALOR	[0,4723]	[0,3312]	[0,7729]	[0,3893]	[0,2234]
	KRUSKAL-WALLIS	1,967646	0,430355	0,064438	0,553576	1,688381
	P-VALOR	[0,7417]	[0,5118]	[0,7996]	[0,4569]	[0,1938]

ANEXO AC – Teste F da Anova e teste de Kruskal-Wallis por período (Inverno – Verão) em USIM5

MÉDIA

Test for Equality of Means Between Series

Date: 01/12/13 Time: 10:43

Sample: 1 934

Included observations: 934

Method	df	Value	Probability
--------	----	-------	-------------

t-test	1852	2.257599	0.0241
Satterthwaite-Welch t-test*	1827.060	2.259849	0.0239
Anova F-test	(1, 1852)	5.096755	0.0241
Welch F-test*	(1, 1827.06)	5.106917	0.0239

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

Source of Variation	df	Sum of Sq.	Mean Sq.
Between	1	44.18600	44.18600
Within	1852	16055.80	8.669437
Total	1853	16099.98	8.688604

Category Statistics

Variable	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
USIM5_VERA O	920	0.143145	2.742108	0.090405
USIM5_INVE RNO	934	-0.165621	3.130888	0.102446
All	1854	-0.012404	2.947644	0.068457

MEDIANA

Test for Equality of Medians Between Series

Date: 01/12/13 Time: 10:44

Sample: 1 934

Included observations: 934

Method	df	Value	Probability
Wilcoxon/Mann-Whitney		2.314839	0.0206
Wilcoxon/Mann-Whitney (tie-adj.)		2.314841	0.0206
Med. Chi-square	1	4.971157	0.0258
Adj. Med. Chi-square	1	4.766183	0.0290
Kruskal-Wallis	1	5.358682	0.0206
Kruskal-Wallis (tie-adj.)	1	5.358690	0.0206
van der Waerden	1	5.359896	0.0206

Category Statistics

Variable	Count	Median	> Overall Median	Mean Rank	Mean Score
USIM5_VERA O	920	0.084734	484	956.4995	0.053998
USIM5_INVE RNO	934	-0.167521	443	898.9352	-0.053189
All	1854	-0.015421	927	927.5000	-5.44E-09

**ANEXO AD – Quadro-resumo dos testes F da Anova e de Kruskal-Wallis por semestre
(Inverno e Verão)**

	TESTES	INVERNO/VERÃO
PETR4	ANOVA	1,213315
	P-VALOR	[0,2708]
	KRUSKAL-WALLIS	0,282156
	P-VALOR	[0,5953]
VALE5	ANOVA	0,342254
	P-VALOR	[0,5586]
	KRUSKAL-WALLIS	0,070723
	P-VALOR	[0,7903]
CSNA3	ANOVA	5,849937
	P-VALOR	[0,0157]
	KRUSKAL-WALLIS	8,890170
	P-VALOR	[0,0029]
USIM5	ANOVA	5,096755
	P-VALOR	[0,0241]
	KRUSKAL-WALLIS	5,358682
	P-VALOR	[0,0206]
GGBR4	ANOVA	1,495162
	P-VALOR	[0,2216]
	KRUSKAL-WALLIS	2,499465
	P-VALOR	[0,1139]
ITUB4	ANOVA	0,236106
	P-VALOR	[0,6271]
	KRUSKAL-WALLIS	0,163694
	P-VALOR	[0,6858]
BBDC4	ANOVA	0,000391
	P-VALOR	[0,9842]
	KRUSKAL-WALLIS	0,099037
	P-VALOR	[0,7530]
BBAS3	ANOVA	0,201088
	P-VALOR	[0,6539]
	KRUSKAL-WALLIS	0,009376
	P-VALOR	[0,9229]
AMBV4	ANOVA	0,026355
	P-VALOR	[0,8711]
	KRUSKAL-WALLIS	0,158022
	P-VALOR	[0,6910]
LAME4	ANOVA	0,045734
	P-VALOR	[0,8307]
	KRUSKAL-WALLIS	0,000260
	P-VALOR	[0,9871]

ANEXO AE – Quadro-resumo do fator de acumulação e percentual por semestre

FATOR DE ACUMULAÇÃO E % TOTAL POR SEMESTRE				
		INVERNO	VERÃO	TOTAL
PETR4	FATOR ACUMULADO	0,8192	2,5359	2,0773
	% ACUMULADO	-18,08	153,59	107,73
VALE5	FATOR ACUMULADO	1,3314	2,4402	3,2490
	% ACUMULADO	33,14	144,02	224,90
CSNA3	FATOR ACUMULADO	0,3570	6,9431	2,4785
	% ACUMULADO	-64,30	594,31	147,85
USIM5	FATOR ACUMULADO	0,2129	3,7320	0,7946
	% ACUMULADO	-78,71	273,20	-20,54
GGBR4	FATOR ACUMULADO	0,7098	3,0665	2,1767
	% ACUMULADO	-29,02	206,65	117,67
ITUB4	FATOR ACUMULADO	1,1927	1,9930	2,3771
	% ACUMULADO	19,27	99,30	137,71
BBDC4	FATOR ACUMULADO	2,0363	2,0544	4,1834
	% ACUMULADO	103,63	105,44	318,34
BBAS3	FATOR ACUMULADO	1,2875	2,1476	2,7650
	% ACUMULADO	28,75	114,76	176,50
AMBV4	FATOR ACUMULADO	2,6656	2,9882	7,9654
	% ACUMULADO	166,56	198,82	696,54
LAME4	FATOR ACUMULADO	1,8946	2,4392	4,6214
	% ACUMULADO	89,46	143,92	362,14