

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO - CEPEAD

GETÚLIO ALVES DE SOUZA MATOS

**ANÁLISE DOS MOVIMENTOS CONJUNTOS ENTRE RETORNOS DE ATIVOS
BRASILEIROS DE RENDA VARIÁVEL E DE RENDA FIXA E ÍNDICES
ESTRANGEIROS NO PERÍODO 2004-2012**

Belo Horizonte
2013

Getúlio Alves de Souza Matos

ANÁLISE DOS MOVIMENTOS CONJUNTOS ENTRE RETORNOS DE ATIVOS
BRASILEIROS DE RENDA VARIÁVEL E DE RENDA FIXA E ÍNDICES
ESTRANGEIROS NO PERÍODO 2004-2012

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração – CEPEAD da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial para a conclusão do curso de Mestrado em Administração.

Linha de Pesquisa: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza

Belo Horizonte

2013

M433a Matos, Getúlio Alves de Souza.
2013 Análise dos movimentos conjuntos entre retornos de ativos brasileiros de renda variável e de renda fixa e índices estrangeiros no período 2004-2012 / Getúlio Alves de Souza Matos. - 2013. 114 f.: il., gráfs. e tabs.

Orientador: Robert Aldo Iquiapaza.
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. Inclui bibliografia (f. 98-104) e apêndices.

1. Finanças – Brasil – Teses. 2. Ativos financeiros de renda fixa – Brasil – Teses. 3. Administração – Teses. I. Iquiapaza, Robert Aldo. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. III. Título.

CDD: 332.63220981



Universidade Federal de Minas Gerais
Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Ciências Administrativas
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração

ATA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO do Senhor **GETÚLIO ALVES DE SOUZA MATOS**, REGISTRO N° 507/2013. No dia 22 de janeiro de 2013, às 14:00 horas, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, a Comissão Examinadora de Dissertação, indicada pelo Colegiado do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração do CEPEAD, em 30 de novembro de 2012, para julgar o trabalho final intitulado "**Análise dos Movimentos Conjuntos entre Ativos Brasileiros de Renda Variável, Renda Fixa e Índices Estrangeiros no Período 2004-2012**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, área de concentração: **Administração**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila, após dar conhecimento aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVAÇÃO;

() APROVAÇÃO CONDICIONADA A SATISFAÇÃO DAS EXIGÊNCIAS CONSTANTES NO VERSO DESTA FOLHA, NO PRAZO FIXADO PELA BANCA EXAMINADORA (NÃO SUPERIOR A 90 NOVENTA DIAS);

() REPROVAÇÃO.

O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Senhor Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 22 de janeiro de 2013.

NOMES

ASSINATURAS

Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila.....
ORIENTADOR (CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan.....
(CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira
(CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Wilson Toshio Nakamura.....
(Universidade Presbiteriana Mackenzie/ SP)

A Deus, onipresente.

A meus pais, Getúlio e Nelza, e a minha irmã, Ana Luiza.

AGRADECIMENTOS

Esta realização não seria possível sem o apoio de todos aqueles que, de alguma forma, ajudaram a transformar um sonho em realidade.

Meus mais sinceros agradecimentos à minha família, por ser meu porto seguro, indispensável ao cumprimento de mais esta etapa da vida profissional, sobretudo pela compreensão nos momentos mais difíceis e ausentes;

Ao professor Robert Iquiapaza, pela presença, confiança e suporte a cada decisão tomada no decorrer do mestrado, pela excelência nos conhecimentos transmitidos, e por toda a entrega a esta realização, que, de outra forma, não seria possível;

Ao professor Bruno Pérez Ferreira, pela amizade e apoio desde a graduação;

Aos professores Francisco Vidal Barbosa, Luiz Alberto Bertucci e Márcio Augusto Gonçalves, pelas oportunidades confiadas;

Aos professores Aureliano Bressan, Wagner Lamounier e Wilson Nakamura pelas valiosas contribuições a esta dissertação;

Aos funcionários da FACE-UFMG, em especial à equipe da Secretaria do CEPEAD, que tornaram possível essa realização, com toda a gentileza possível no trato das questões administrativas;

Aos amigos, cujo “apreço não tem preço”;

Aos companheiros de estudos, pelo nobre convívio de cada dia.

If I have seen further, it is by standing on the shoulders of giants

Sir Isaac Newton

RESUMO

Com a crescente expansão da oferta de produtos e serviços financeiros, o mercado brasileiro oferece aos investidores, nacionais e estrangeiros, várias alternativas para a aplicação de seus recursos. No entanto, a aparente diversificação dos investimentos, compreensível desde suas formas mais intuitivas, pode não ser realizada a contento, uma vez que os movimentos conjuntos dos preços ou retornos podem revelar uma falsa diversificação. Neste contexto, esta dissertação analisa os movimentos contemporâneos entre os retornos de diferentes alternativas de investimento existentes no mercado brasileiro, para o índice de renda fixa IMA (Anbima) e o de renda variável (Ibovespa), bem como das variações de referenciais estrangeiros (dólar norte-americano e os índices Dow Jones Industrial Average e UBS Commodities), do ouro e do risco Brasil. Com vistas ao melhor conhecimento da estrutura doméstica do mercado financeiro brasileiro, a modelagem econométrica dos dados utilizou a verificação de relações de causalidade (em Granger), e as estimações de um vetor autorregressivo (VAR) e de um modelo GARCH multivariado para as séries de retornos. Os resultados obtidos para as séries de retornos são convergentes, apontando a existência de relações entre as variações do risco Brasil em relação ao Ibovespa, dos retornos imediatamente anteriores do IMA para suas próprias oscilações, e dos retornos passados do Ibovespa e do ouro para os retornos da taxa de câmbio. Em acréscimo, o modelo MGARCH apontou os retornos defasados do Dow Jones como significativos para a explicação da taxa de câmbio. Em seguida, as análises foram replicadas em dois subperíodos, divididos em 15 de setembro de 2008, data do anúncio de concordata do banco norte-americano Lehman Brothers. Os resultados apontaram poucas diferenças entre as variáveis significativas para cada uma das subamostras. Alternativamente, foi testada a existência de relações de cointegração para a amostra, pela estimação de vetores de correção de erros (VEC) para as séries de preços em logaritmos, não sendo verificadas tais relações de longo prazo. Como considerações para os resultados encontrados, ressaltam-se as possíveis melhorias advindas do desenvolvimento de índices para o mercado brasileiro, a necessidade de análise de fatores macroeconômicos juntamente à dinâmica existente entre os setores do mercado doméstico para a estimação de resultados consistentes no longo prazo, mesmo em períodos de turbulência.

Palavras-chave: Comovimentos. Renda Variável. Renda Fixa. Índices. Causalidade de Granger. Vetor Autorregressivo. GARCH Multivariado. Vetor de Correção de Erros.

ABSTRACT

With the increasing expansion of financial products and services, Brazilian market offers to investors, domestic or foreign, several alternatives for the allocation of resources. However, the apparent diversification of investments cannot be well performed, since the comovements in prices or returns may reveal a false or naive diversification. In this context, this dissertation analyzes contemporary movements among returns of different investment alternatives offered in Brazilian market, different indices of fixed income and stock markets, due to variations of foreign benchmarks (U.S. Dollar and the Dow Jones Indexes Industrial Average and UBS Commodities), gold and Risk Brazil (Emerging Markets Bond Index - Brazil). With a view to better understanding of the structure of the domestic financial market, the econometric modeling of the data comprehended Causality relations (Granger), and the estimations of a Vector Autoregressive (VAR) and of a multivariate GARCH model for return series. The results of the three techniques applied to return series converge to reveal relations among the indexes under analysis, revealing the lead-and-lag relations between: the lagged returns of EMBI+Brazil and the returns of Ibovespa; the lagged and current returns of IMA; and the lagged returns of Ibovespa and gold for the returns of the exchange rates. In addition to these findings, the MGARCH model revealed the Dow Jones as explanatory variable to the exchange rate. The analysis was also splitted in two subsamples, divided at the date of Lehman Brother's bankruptcy. This procedure revealed a few differences in the explanatory variables for each one of the smaller samples. Alternatively, cointegration relations were tested for log-prices series, also splitted in three subsamples. Via a Vector Error Correction Model (VEC), no cointegrating vectors were found in the subsamples. As a remark, there are possible improvements to be done, by developing new indices for Brazilian market, and the need for analysis of macroeconomic factors coupled to the dynamics between the sectors of the domestic market to estimate consistent results on the long term, even in turbulent times.

Keywords: Comovements. Stock market index. Fixed income index. Granger causality. Vector Autoregressive. Multivariate GARCH. Vector Error Correction.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Teste de raiz unitária para as séries em nível e em primeira diferença	57
Tabela 2: Correlações entre Retornos das Variáveis em Análise.....	58
Tabela 3: Observações e percentis winsorizados por séries.....	59
Tabela 4: Estatística Descritiva das Séries de Retornos Winsorizados	59
Tabela 5: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC.....	60
Tabela 6: Verificação do Número de Relações de Cointegração pelo Critério de Johansen	61
Tabela 7: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC do primeiro subperíodo	61
Tabela 8: Verificação do Número de Relações de Cointegração para o primeiro subperíodo da amostra pelo procedimento de Johansen.....	61
Tabela 9: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC para o segundo subperíodo....	62
Tabela 10: Verificação do Número de Relações de Cointegração para o segundo subperíodo da amostra pelo procedimento de Johansen.....	62
Tabela 11: Resultados do Teste de Causalidade sobre os Retornos.....	63
Tabela 12: Estimação de Número Ótimo de Defasagens para o Modelo VAR por Critério de Informação	64
Tabela 13: Critérios de Informação para a escolha do número de defasagens do modelo VAR	65
Tabela 14: Variáveis explicativas, coeficientes e P-valores nas equações de retornos do Ibovespa, Taxa de Câmbio e IMA.....	65
Tabela 15: Verificação de normalidade, assimetria e curtose dos Resíduos das Equações do VAR....	66
Tabela 16: Verificação da Estabilidade dos Autovalores do VAR	68
Tabela 17: P-Valores de significância zero de coeficientes por Equação do VAR.....	69
Tabela 18: Decomposição da Variância para o Ibovespa.....	72
Tabela 19: Decomposição da Variância para o IMA	72
Tabela 20: Decomposição da Variância para a Ptax	73
Tabela 21: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para o Ibovespa	73
Tabela 22: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para a Taxa de Câmbio	74
Tabela 24: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para o IMA.....	74
Tabela 24: Verificação de Autocorrelação Serial nos Resíduos do modelo GARCH multivariado	74
Tabela 25: Escolha de Defasagens do VAR Por Critério para Subperíodos.....	75
Tabela 26: Equação do Ibovespa para o VAR do Primeiro Subperíodo	76
Tabela 27: Normalidade, Assimetria e Curtose no modelo VAR para o primeiro subperíodo.....	77
Tabela 28: Autovalores do VAR para o primeiro subperíodo.....	77
Tabela 29: Decomposição da Variância para o Ibovespa no primeiro subperíodo	81
Tabela 30: Decomposição da Variância para o IMA no primeiro subperíodo.....	81
Tabela 37: Decomposição da Variância para a Ptax no primeiro subperíodo.....	82

Tabela 32: Equação do Ibovespa para o VAR do Segundo Subperíodo	82
Tabela 33: Normalidade, Assimetria e Curtose para as Equações do Ibovespa, Ptax e IMA do modelo VAR do segundo subperíodo	83
Tabela 34: Autovalores do modelo VAR para o Segundo Subperíodo.....	83
Tabela 35: Decomposição da Variância para o Ibovespa no segundo subperíodo.....	86
Tabela 36: Decomposição da Variância para a Ptax no segundo subperíodo	87
Tabela 37: Decomposição da Variância para o IMA no segundo subperíodo	87
Tabela 38: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para o Ibovespa	88
Tabela 39: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para a Taxa de Câmbio	88
Tabela 40: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para o IMA.....	89
Tabela 41: Verificação de Autocorrelação dos Resíduos do modelo GARCH multivariado para o primeiro subperíodo	89
Tabela 42: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para o Ibovespa	90
Tabela 43: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para a Ptax.....	90
Tabela 44: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para o IMA.....	90
Tabela 45: Verificação de Autocorrelação dos Resíduos do modelo GARCH multivariado para o Segundo Subperíodo	91

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Síntese dos estudos recentes acerca da integração de mercados financeiros	33
Quadro 2 - Variáveis utilizadas no trabalho, referências e fontes	41

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Gráfico de Resíduos do Modelo VAR.....	67
Figura 2: Autovalores da Matriz Companheira do VAR	68
Figura 3: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa.....	70
Figura 4: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA	70
Figura 5: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax	71
Figura 6: Representação Gráfica dos autovalores da Matriz Companheira para o modelo VAR do Primeiro Subperíodo	78
Figura 7: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa no primeiro subperíodo	79
Figura 8: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA no primeiro subperíodo.....	79
Figura 9: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax no primeiro subperíodo.....	80
Figura 10: Autovalores do VAR para o segundo subperíodo	84
Figura 11: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa no segundo subperíodo.....	84
Figura 12: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA no segundo subperíodo.....	85
Figura 13: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax no segundo subperíodo.....	86
Figura 14: Gráfico Boxplot da série de retornos do EMBI antes da winsorização	105
Figura 15: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ibovespa antes da winsorização.....	106
Figura 16: Gráfico Boxplot da série de retornos da Ptax antes da winsorização	106
Figura 17: Gráfico Boxplot da série de retornos do IMA antes da winsorização	107
Figura 18: Gráfico Boxplot da série de retornos do UBS Commodities antes da winsorização.....	107
Figura 19: Gráfico Boxplot da série de retornos do Dow Jones antes da winsorização.....	108
Figura 20: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ouro antes da winsorização	108
Figura 21: Gráfico Boxplot da série de retornos do EMBI após a winsorização	109
Figura 22: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ibovespa após a winsorização.....	109
Figura 23: Gráfico Boxplot da série de retornos da Ptax após a winsorização	110
Figura 24: Gráfico Boxplot da série de retornos do IMA após a winsorização	110
Figura 25: Gráfico Boxplot da série de retornos do UBS Commodities após a winsorização.....	111
Figura 26: Gráfico Boxplot da série de retornos do Dow Jones após a winsorização	111
Figura 27: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ouro após a winsorização.....	112
Figura 28: Gráficos do EMBI, Ibovespa, Ptax, UBS Commodities, em níveis, entre 03/05/2004 e 22/08/2012.....	113

Figura 29: Gráficos do IMA, Dow Jones e Ouro, em níveis, entre 03/05/2004 e 22/08/2012..... 114

LISTA DE ABREVIATURAS

ADF – *Augmented Dickey-Fuller*

ANBIMA – Associação Brasileira dos Mercados Financeiro e de Capitais

AR – Autorregressivo

ARCH – *Autorregressive Conditional Heteroskedastic*

ARMA – *Autorregressive Moving Average*

CAPM – Capital Asset Pricing Model

CVM – Comissão de Valores Mobiliários

DJIA – Dow Jones Industrial Average

EMBI – Emerging Markets Bond Index

GARCH – *Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedastic*

HMA – Hipótese de Mercados Adaptativos

HME – Hipótese de Mercados Eficientes

IGP-M – Índice Geral de Preços do Mercado

IMA – Índice de Mercado Anbima

IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo

LM – *Lagrange Multiplier*

MA – Média Móvel

MGARCH – *Multivariate GARCH*

ORTN – Obrigação Reajustável do Tesouro Nacional

PTax – Taxa de câmbio oficial real/dólar norte-americano

VAR – Vetor Autorregressivo

VEC – Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	18
2. OBJETIVOS	22
2.1. Objetivo geral:.....	22
2.2. Objetivos específicos:	22
3. REFERENCIAL TEÓRICO	23
3.1. Mercados financeiros	23
3.1.1. Ativos de renda variável e a eficiência de mercados.....	24
3.1.2. A Hipótese de Mercados Adaptativos	29
3.1.3. Risco.....	30
3.2. Integração de mercados	31
3.2.1. Estudos recentes sobre integração de mercados	32
3.3. Índices de mercado.....	36
3.3.1. Índices de mercado da BM&FBovespa.....	37
3.3.2. Histórico e precificação de ativos de renda fixa.....	38
3.3.2.1. Os índices de mercado da ANBIMA.....	39
4. METODOLOGIA	40
4.1. Caracterização da pesquisa.....	40
4.2. Amostra de dados	40
4.3. Modelagem econométrica e procedimentos de teste	43
4.3.1. Modelos autorregressivos	44
4.3.2. Modelos de médias móveis	46
4.3.3. Modelos Autorregressivos de Médias Móveis - ARMA.....	46
4.3.4. Hipótese de mercados eficientes e modelo de passeio aleatório	46
4.3.5. Teste de raiz unitária	47
4.3.6. Teste de causalidade de Granger	48
4.3.7. Modelo vetorial autorregressivo.....	49
4.3.8. Modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erros.....	49
4.3.8.1. O teste de cointegração de Johansen	50
4.3.9. Modelos para a variância condicional	51
4.3.9.1. Modelo ARCH	51
4.3.9.2. Modelo GARCH	52
4.3.9.3. Modelo MGARCH.....	54
4.4. Tratamento de valores extremos: Winsorização	55
5. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	56

5.1.	Séries utilizadas.....	56
5.1.1.	Verificação de ordem de integração das séries	56
5.1.2.	Verificação de Relações de Multicolinearidade.....	58
5.1.3.	Tratamento e estatística descritiva das séries.....	59
5.2.	Estimação do Modelo Vetorial de Correção de Erros.....	60
5.2.1.	Estimação do VEC para o primeiro subperíodo.....	61
5.2.2.	Verificação da cointegração para o segundo subperíodo.....	62
5.3.	Resultados para a estimação em retornos.....	63
5.3.1.	Resultados do teste de causalidade.....	63
5.3.2.	Estimação do Modelo Vetorial Autorregressivo.....	64
5.3.2.1.	Escolha do Número de Defasagens.....	64
5.3.2.2.	Análise das Equações do Vetor Autorregressivo.....	65
5.3.2.3.	Verificação de Normalidade, Assimetria, Curtose, Autocorrelação e Heteroscedasticidade dos Resíduos do VAR.....	66
5.3.2.4.	Verificação da Estabilidade dos Parâmetros do VAR.....	68
5.3.2.5.	Estimação de Funções de Respostas a Impulsos.....	69
5.3.2.6.	Análise de Decomposição da Variância.....	72
5.3.3.	Estimação do Modelo GARCH Multivariado.....	73
5.3.3.1.	Verificação da Especificação do Modelo GARCH Multivariado.....	74
5.4.	Estimações em Subperíodos.....	75
5.4.1.	Estimação do VAR em subperíodos.....	75
5.4.1.1.	Análise das Equações do Vetor Autorregressivo para o primeiro subperíodo.....	76
5.4.1.2.	Estimação do modelo VAR para o segundo subperíodo.....	82
5.4.2.	Estimação do GARCH Multivariado em Subperíodos.....	87
5.4.2.1.	Primeiro subperíodo.....	88
5.4.2.2.	Segundo Subperíodo.....	89
5.5.	Análise de Resultados.....	91
6.	CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	94
7.	REFERÊNCIAS.....	98
8.	APÊNDICES.....	105
8.1.	Apêndice 1: Gráficos Boxplot para as séries antes da Winsorização.....	105
8.2.	Apêndice 2: Gráficos Boxplot após a Winsorização.....	109
8.3.	Apêndice 3: Gráficos das séries de preços.....	113

1. INTRODUÇÃO

Em todo o mundo o setor financeiro tem apresentado rápida expansão na estruturação e comercialização de novos produtos e serviços. De acordo com Pinheiro (2008), os progressos tecnológicos, os novos mecanismos eletrônicos para liquidação e a integração dos mercados financeiros resultaram em mais alternativas de investimento ofertadas e em novas formas de prestação de serviços, orientadas à satisfação de diferentes necessidades dos investidores.

Phylaktis e Ravazzolo (2005) esclarecem que a incorporação tecnológica nos mercados financeiros, também, amplia a eficiência de mecanismos de controle sobre os fluxos de capital. Como consequência deste processo, tem-se o favorecimento à realização de estudos que objetivam maior compreensão sobre os fluxos de capitais no mercado financeiro.

Carneiro (1999) ressalta o desenvolvimento de uma nova ordem econômica, com menores restrições à mobilidade de capitais e aumento das transações internacionais e dos fluxos de capitais. Assim, entende-se que a crescente integração dos mercados, possibilitada tanto pela incorporação tecnológica ao mercado financeiro quanto pela disponibilidade de novos produtos e serviços aos investidores, facilita a realocação dos recursos entre as diferentes alternativas de investimento em um mesmo mercado.

A Moderna Teoria de Finanças, com base no *trade-off* entre risco e retorno, passando pelo modelo de precificação de ativos de capital (CAPM), e em modelos fatoriais para a precificação de ativos, fundamenta-se no conhecimento dos comportamentos típicos de ativos nos mercados. Essencialmente fundamentados na diversificação dos ativos, estes diferentes modelos e suas implicações se baseiam na estrutura de variação conjunta dos preços dos ativos componentes de determinado portfólio, como premissa para o efetivo sucesso das estratégias propostas (Markowitz, 1952; Fama e French, 1992, 1993; Fama e MacBeth, 1973; Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Carhart, 1997).

O melhor conhecimento acerca da interdependência dos retornos dos ativos do mercado financeiro brasileiro se justifica pela necessidade de compreensão e melhor aplicação possível dos princípios basilares da Moderna Teoria do Portfólio, uma vez que a diversificação presume que os retornos dos diferentes ativos presentes em uma carteira apresentem comportamentos distintos, sob pena de realização de diversificação inócua.

Para a descrição da diversificação inócua, Rudd (1991), citado por Leite e Sanvicente (1995), ressalta a possibilidade de diversificação excessiva das carteiras, gerada pela incorporação ao

portfólio de ativos que tenham comportamento muito semelhante, o que, para o investidor não gera redução de riscos nem aumento de retornos sobre o portfólio.

Em consequência da possibilidade de ocorrência desse fenômeno, as destinações de recursos a ativos ou classes de ativos de risco relativamente mais elevados podem ser rejeitadas ao se limitar as alternativas de investimento. Quando analisadas no contexto da carteira como um todo, possibilitam-se combinações melhores entre risco e retorno dos ativos ao se considerar a estrutura de correlação das classes mais arriscadas.

Kallberg e Pasquariello (2008, p.481-482) sustentam que o estudo das correlações entre diferentes classes de ativos é um ponto crucial para sua precificação, sendo que esta discussão se torna especialmente relevante para estudos que lidam com crises financeiras ou com a propagação de seus efeitos entre diferentes mercados.

Fabozzi, Kolm, Pachamano e Focardi (2007) advertem que investir todos os recursos em ativos que podem apresentar má performance em um mesmo período – estando, portanto, altamente correlacionados – não é uma estratégia eficiente de investimento. Neste cenário, não importa o quão pequena possa ser a chance de estes ativos terem um desempenho não desejado, uma vez que os outros ativos também terão má performance, conduzindo, portanto, a um desempenho não desejado de todo o portfólio.

Forbes e Rigobon (2002), que definem a interdependência como o aumento não significativo de movimentos conjuntos, mesmo com níveis elevados de correlação, entre os mercados, afirmam que a existência de alto nível de movimentos conjuntos entre diferentes mercados de ações sugere a existência de mecanismos de transmissão de choques domésticos para outros países. Assim, a ocorrência de casos em que são observados significativos aumentos dos movimentos conjuntos posteriores a choques em outro mercado pode ser definida como contágio.

Sun, Rachev, Fabozzi e Kalev (2008, p. 202) afirmam que a análise de comovimentos é importante para a diversificação e redução de riscos, sobretudo em análises que consideram diferentes mercados internacionais. Para tal, defendem que os movimentos conjuntos entre diferentes mercados são capazes de mensurar a “globalização econômica e a integração financeira” dos mercados.

Goetzmann e Kumar (2008) salientam que a análise da diversificação deve partir de dois aspectos fundamentais: a redução de risco pela propriedade de mais um título em carteira; e a redução de riscos proporcionada pela escolha de ativos não positivamente correlacionados. A

diversificação, no entanto, é majoritariamente tratada considerando-se especificamente as relações entre diferentes economias ou entre diferentes setores ou classes de investimento. Ressalta-se, ainda, que, embora estes estudos (Sun et al., 2008; Goetzmann, Kumar, 2008) considerem diferenças na análise de mercados emergentes, poucos analisam componentes intranacionais, o que possibilitaria a verificação de melhores oportunidades de diversificação.

Objeto de recentes estudos e de crescente interesse de operadores de mercado, a integração pode ser analisada sob o ponto de vista internacional ou pela abordagem de um único mercado (Chen, Firth e Rui, 2002; Lucey e Voronkova, 2008; Norden e Weber, 2009; Kemper, Lee e Simkins, 2012). No entanto, a análise de diferentes setores de um único país, como a realizada nesta pesquisa, não foi tema de estudos aplicados à realidade brasileira. Busca-se aqui analisar o mercado brasileiro, tomado pelos instrumentos de renda variável, de renda fixa e de câmbio, apurando se oscilações em uma determinada classe de ativos são capazes de causar variações em outra classe e o quão intensas são as alterações.

Em um estudo pioneiro, Solnik, Boucelle e Fur (1996) afirmam que a diversificação entre mercados nacionais com baixa correlação de retornos permite aos investidores reduzir os riscos totais das carteiras sem a necessidade de aceitação de retornos mais baixos.

Kim, Moshirian e Wu (2006) afirmam que os movimentos conjuntos entre os mercados de ações e *bonds* têm sido há muito tempo objeto de estudo de pesquisadores. No entanto, embora haja certo consenso sobre o modo como ocorrem esses movimentos, pouco foi escrito sobre os motivos desse fenômeno. De acordo com Kelly, Martins e Carlson (1998), citados por Pachenko e Wu (2009), foram encontrados altos níveis de movimentos conjuntos entre ações e títulos de dívida em mercados emergentes quando comparados a mercados financeiros consolidados. Tal fato é observado, segundo os autores, uma vez que os riscos específicos dos países fazem com que os retornos dos títulos de dívidas apresentem comportamentos similares aos de ações.

Em contraposição aos resultados encontrados por Kim, Moshirian e Wu (2006), Kelly, Martins e Carlson (1998) e Pachenko e Wu (2009), foram encontradas, em análises de dados mensais norte-americanos do período posterior à Segunda Guerra Mundial, baixas correlações entre os retornos de títulos e de ações (Campbell e Amer, 1993). Tal discordância foi observada, segundo os autores, porque o único componente comum aos retornos ativos são notícias sobre as taxas de juros reais, as quais têm pouca variabilidade. Outro fator relevante apontado pelos autores foi que expectativas de aumentos nas taxas de inflação de longo prazo levam a altas nos mercados de ações e a baixas nos mercados de títulos, causando

covariâncias negativas nos retornos, anulando os efeitos da covariância positiva advindos das taxas reais de juros e dos efeitos de excessos de retornos esperados.

No entanto, é necessário observar que as relações dos mercados financeiros de países emergentes vêm sendo menos pesquisadas do que as de mercados maduros. Além disso, apresentam resultados diferentes quanto às inter-relações observadas em mercados desenvolvidos (Chen, Firth e Rui, 2002).

Neste cenário e ante a carência de estudos que visem a melhor compreensão das relações existentes dentro do mercado brasileiro, o presente trabalho analisa diferentes segmentos do mercado financeiro nacional, para o qual presume-se haver interdependência entre diversas categorias de ativos.

Ante a contradição exposta pelos resultados de estudos anteriores (Gupta e Guidi, 2012; Baur e Lucey, 2010), e à possibilidade de efetiva diversificação intranacional entre os diversos produtos financeiros ofertados no país, questiona-se a possível estrutura de inter-relação do mercado financeiro brasileiro, sob o ponto de vista de algumas das alternativas existentes no país, conduzindo à questão da pesquisa:

Qual o perfil dos comovimentos nas relações de curto prazo entre diferentes alternativas de investimento do mercado brasileiro?

2. OBJETIVOS

2.1. Objetivo geral:

Analisar os movimentos contemporâneos dos índices dos mercados brasileiros de renda variável, renda fixa e câmbio, dada a influência de variáveis internacionais, no período 2004-2012.

2.2. Objetivos específicos:

- a) Comprovar a existência de interdependência entre os diferentes referenciais de investimentos disponíveis no mercado brasileiro;
- b) Avaliar a influência de indicadores estrangeiros na dinâmica dos indicadores nacionais.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

No intuito de facilitar a compreensão dos objetivos descritos, o referencial teórico está estruturado em três tópicos: mercados financeiros, integração de mercados e índices de mercado.

3.1. Mercados financeiros

De acordo com Grinblatt e Titman (2005, p. 36), entende-se por finanças o “estudo das perdas compensatórias (*trade-offs*) entre o presente e o futuro”, uma vez que para um investidor o uso de seus recursos em alguma aplicação financeira significa abrir mão de algo hoje para ganhar um montante adicional no futuro. Nesse sentido, entende-se o mercado como o ambiente em que as empresas ou outras instituições que precisam de recursos para financiar seus projetos podem encontrar pessoas ou outras instituições com recursos para investir.

Copeland, Weston e Shastri (2005) explicam que os mercados de capitais existem para transferir, de maneira eficiente, recursos financeiros entre poupadores, ou credores, e produtores (ou tomadores de empréstimos). Assim, indivíduos ou firmas podem ter acesso aos recursos necessários para seus investimentos, a uma taxa de juros determinada pelo mercado. Isso se deve ao fato de os credores possuírem recursos disponíveis após terem esgotado todas as oportunidades produtivas que apresentem retornos superiores à taxa de mercado, utilizada nos empréstimos. Dessa forma, um mercado eficiente demonstra-se igualmente melhor para credores e devedores, pois facilita a transferência de recursos. Assim, o mercado é dito eficiente quando “os preços são determinados de forma a igualar a taxa marginal de retorno (ajustada pelo risco) para os produtores e poupadores” (Copeland et al., 2005, p.353). Os recursos poupados serão, portanto, sempre alocados de forma ótima para os investimentos produtivos, beneficiando todos os agentes.

Os agentes atuantes no mercado financeiro, contudo, interagem quando acontece a negociação de títulos em um mercado, que promove o encontro entre um produtor e um poupador, este disposto a trocar seus recursos por determinado título.

Os investimentos em títulos são qualificáveis em relação à emissão, ao prazo ou à renda (Bovespa, 2008; Grinblatt, Titman, 2005). A emissão pode ser realizada por entes particulares – sociedades anônimas ou instituições financeiras autorizadas pela Comissão de Valores

Mobiliários (CVM) ou pelo Banco Central do Brasil (BCB) – ou por entes públicos – títulos de dívida pública emitidos pelo Governos Federal, ou pelos governos estadual ou municipal.

Os títulos podem apresentar prazos fixos, variáveis ou indeterminados. No primeiro caso, há uma data específica para seu resgate, quando o seu detentor terá direito a receber o valor correspondente à aplicação, acrescido da remuneração estabelecida no contrato. Para prazos variáveis ou indeterminados, os títulos não apresentam data definida para resgate, podendo ser convertidos em dinheiro a qualquer momento (Bovespa, 2008).

O critério da renda, majoritariamente utilizado neste trabalho, é dividido em renda fixa e renda variável. Diz-se que um ativo é de renda fixa “quando se conhece previamente a forma do rendimento que será conferida ao título. Nesse caso, o rendimento pode ser pós ou prefixado [...]” (Bovespa, 2008, p. 7). Os ativos de renda variável são aqueles que terão sua rentabilidade definida de acordo com os resultados obtidos pela empresa ou pela instituição emissora do respectivo título.

3.1.1. Ativos de renda variável e a eficiência de mercados

Os ativos de renda variável são, há muito, objeto de estudo de pesquisadores em finanças. A partir dos estudos de Markowitz (1952), foram lançadas as bases para o estudo quantitativo das análises das carteiras compostas por estes ativos.

De acordo com a Moderna Teoria do Portfólio, a diversificação entre ativos tende a diminuir o risco para o investidor. Para tal conclusão, Markowitz (1952) aborda o processo de seleção de uma carteira (ou portfólio) com vistas ao desempenho futuro dos ativos que o compõem. O autor parte do pressuposto de que o investidor tem a intenção de maximizar os retornos esperados destes ativos, e que ele tem aversão ao risco (a variância do valor esperado do retorno seria, então, indesejável).

Para N títulos, com r_{it} sendo o retorno antecipado em um tempo t de um título i , d_{it} é a taxa de desconto do título e X a proporção dos investimentos no título N . Desta forma, o retorno descontado seria:

$$R = \sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^N d_{it} r_{it} X_i \quad (1)$$

De onde

$$R = \sum_{i=1}^N X_i \left(\sum_{t=1}^{\infty} d_{it} r_{it} \right) \quad (2)$$

E

$$R = \sum_{t=1}^{\infty} d_{it} r_{it} \quad (3)$$

Então,

$$R = \sum X_i R_i \quad (4)$$

Desta forma, R é uma média ponderada dos retornos dos ativos, sendo X_i pesos não negativos (ou seja, com restrições à vendas a descoberto) que maximizem R . Assim, o portfólio diversificado se torna preferível.

Da mesma forma, o investidor prefere os investimentos que tenham o menor risco; ou seja, cujo valor do retorno seja o valor esperado por ele.

O valor esperado de uma carteira de ativos é expresso pela média dos valores esperados desses ativos, ponderada pela proporção de cada um deles no portfólio. Os desvios destes valores esperados em relação à média elevados ao quadrado compõem a variância dos ativos, e, conseqüentemente, são ponderados pela aplicação total dos ativos em portfolio, a variância da carteira.

Desta forma, tem-se que

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N x_i \bar{r}_i \quad (5)$$

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N x_i x_j \sigma_{ij} \quad (6)$$

Markowitz (1952) argumenta que se torna fundamental a premissa do investidor racional de que, dados dois portfólios com risco semelhante (embora avesso ao risco), tende-se a escolher o que apresenta maior retorno. Assim, este investidor avaliaria o seu portfólio com base no valor esperado dos ativos, bem como na variância das taxas de retorno para determinado período.

Para a atribuição de valor a determinado ativo, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) é tido como a principal referência de acadêmicos e práticos em finanças (Bruni, Famá, 1998). Este modelo orienta que o retorno esperado de uma carteira de ativos diversificada deve, em um mercado em equilíbrio, ser igual a uma taxa livre de risco acrescida de um prêmio pelo risco incorrido na composição do portfólio. Este prêmio de risco será a diferença entre o retorno de um portfólio de mercado e a taxa livre de risco, multiplicada pela divisão da covariância dos retornos de um ativo e o portfólio de mercado pela variância dos retornos de mercado.

Segundo Iquiapaza (2009), a chave para o desenvolvimento dos primeiros trabalhos teóricos de finanças foi o “modelo de passeio aleatório” dos preços das ações, e, firmemente unido a ele, estaria a hipótese de mercados eficientes. Ensina Fama (1965, p. 34) que “a teoria do passeio aleatório menciona que o caminho futuro do nível de preço de um título não é mais previsível do que o caminho de uma série de números aleatórios acumulados [...]”. Em outras palavras, isso implica que as mudanças nas séries de preços não possuem memória. Isto é, o passado não pode ser usado para prever o futuro de nenhuma forma que faça sentido.

A aceção de mercados eficientes pode ser entendida, de acordo com Copeland et al. (2005, p. 353), com base em seu contraste com as condições necessárias aos mercados de capitais perfeitos, listadas a seguir:

- a) Mercados financeiros não possuem fricção. Em outras palavras, na ausência de custos de transação, todos os ativos são perfeitamente divisíveis e negociáveis. Além disso, não há regulação restritiva às vendas a descoberto.
- b) O mercado de títulos apresenta um cenário de competição perfeita. Logo, nenhum participante consegue estabelecer, individualmente, o preço de negociação de um ativo. Assim, o mercado de título é composto, essencialmente, por tomadores de preços.
- c) Existe eficiência informacional nos mercados financeiros. Assim, não existem custos para a informação existente, e ela é simultaneamente disponível a todos os indivíduos.
- d) Os indivíduos são racionais e maximizam as suas utilidades esperadas.

Fama e Miller (1972, p. 335) afirmam que para haver equilíbrio de mercado assume-se, também, que os investidores possuem expectativas homogêneas. Ou seja, os participantes de mercado concordam em relação às implicações da disponibilidade de informações tanto para os preços vigentes quanto para as distribuições de probabilidade dos preços futuros dos ativos.

Em determinado período, os preços de mercado dos títulos fornecem sinais precisos para a alocação de recursos. As empresas (produtores) podem realizar suas escolhas entre produção e investimento. Também, os investidores podem escolher entre diferentes títulos, que representam a propriedade das companhias, sob a premissa de que os preços destes ativos refletem toda a informação disponível. Assim, um mercado capaz de refletir com perfeição e instantaneamente as informações disponíveis pode ser chamado de eficiente (Fama e Miller, 1972; Copeland et al., 2005).

A diferença entre mercados perfeitos e mercados eficientes pode ser compreendida com base no relaxamento de alguns dos pressupostos citados, mas mantendo-se a premissa de que a realização de transações produz, com foco nos preços, sinais eficientes quanto à alocação de capitais. De acordo com Fama (1970, p. 387), estes pressupostos são suficientes para a caracterização de mercados eficientes, mas não estritamente necessários.

A existência de fricções no mercado, embora não seja aceitável em mercados perfeitos, é um fator presente em mercados eficientes. Os preços de ativos são capazes de refletir completamente as informações disponíveis mesmo, por exemplo, diante da existência de custos de transação, como impostos ou taxas de corretagem (Fama, 1970; Copeland et al., 2005, p. 354).

Outra possibilidade refere-se à existência simultânea de mercados de capitais eficientes e de mercados de produtos com competição imperfeita. De acordo com Copeland et al. (2005, p. 354), se uma empresa é monopolista em sua atividade produtiva, um mercado de capitais eficiente pode determinar o preço de seu ativo, de forma a refletir completamente o valor presente dos fluxos esperados do lucro, mesmo com a condição de monopólio ou mesmo com outras formas de ineficiência produtiva.

Outra premissa proposta por Copeland et al (2005) diz respeito à eficiência operacional dos mercados financeiros, os quais tendem a ser eficientes em seus intermediários ao canalizarem fundos dos poupadores para os investidores ao menor custo possível de forma que seja capaz de prover aos intermediários uma justa remuneração pelos seus serviços.

Fama (1970, 1976) define três formas de eficiência de mercado, que, de acordo com Copeland et al. (2005) resumem a importância da informação relevante refletida pela precificação de ativos.

- a) Forma fraca – São definidas como informações apenas os preços dos ativos negociados. Assim, tem-se que os preços históricos não seriam úteis ou relevantes em

possíveis estratégias para a obtenção de retornos em excesso por parte de nenhum investidor (Fama, 1970; Copeland et al., 2005).

- b) Forma semiforte – Testa a hipótese da velocidade de ajustamento dos preços a outras informações publicamente disponíveis, tais como anúncios de stock splits, divulgações de relatórios anuais e novas emissões de ações. Novamente, em um mercado eficiente sob esta forma nenhum investidor seria capaz de obter excesso de retornos a partir dessas informações (Fama, 1970).
- c) Forma forte – Parte da hipótese de que determinados investidores ou grupos teriam acesso exclusivo (ou monopolístico) a determinada informação relevante à formação de preços. Assim, nenhum investidor poderia obter excesso de retornos a partir do uso de nenhuma informação relevante, esteja ela publicamente disponível ou não (Fama, 1970).

A forma forte de eficiência é questionada por Copeland (2005), por, hipoteticamente, supor que os preços refletem as informações, mesmo que elas sejam obtidas apenas por agentes internos às organizações.

Rubinstein (1975, p. 812) e Stiglitz (1981) ponderam que o conceito de eficiência de mercado deve ser analisado sob três pontos de vista distintos, a saber:

- 1) Eficiência de negociação – Os participantes de mercado não estariam motivados a desenvolver arranjos de trocas que ainda não são ofertados pelos mercados, dada a inexistência de realocações de direitos de propriedade possíveis de aumentar a utilidade esperada de algum indivíduo sem causar impacto negativo na utilidade de outro.
- 2) Eficiência de produção – De acordo com Stiglitz (1981, p. 236) há concentração de esforços para a determinação de oferta de vários ativos, dada a tecnologia disponível, os recursos e a informação. Neste caso, a determinação de mecanismos de controle que proporcionem a maximização do valor das empresas ocasiona decisões de produção ótimas (Pareto eficientes).
- 3) Eficiência de informação – Os preços correntes dos ativos são conhecidos gratuitamente pelos participantes e a informação sobre os preços futuros dos ativos é publicamente refletida pelos preços vigentes.

De acordo com Danthine e Donaldson (2005), o ótimo de Pareto pode ser definido como a alocação de recursos na qual não é mais possível uma recomposição que não reduza o bem

estar de pelo menos um dos agentes. No entanto, ressalta-se que esta distribuição é ótima por não haver desperdício de recursos, e não necessariamente por ser justa.

No entanto, Stiglitz (1981) adverte que uma análise de eficiência de mercados deve contemplar situações em que os mercados podem ser incompletos, bem como a informação pode ter custos de obtenção. Nestes casos, os custos de estabelecimento de mercados e de obtenção de informações devem ser considerados.

Majumder (2012) ressalta que a Hipótese de Mercados Eficientes é um ponto controverso na literatura em finanças. No entanto, ressalta-se que os resultados encontrados em pesquisas referentes aos mercados emergentes não apontam resultados convergentes. Assim, entende-se que a eficiência destes mercados “com frequência, dependente da amostra e da situação analisadas” (Majumder, 2012, p. 6).

Assim, tem-se que nos mercados ineficientes a avaliação de ativos possui um papel acessório a outros fatores na determinação dos preços das ações. Dentre estes fatores, pesquisas recentes apontam um conjunto de variáveis de outros campos de estudo, até da ciência comportamental, sobre a formação de expectativas, que culminou na Hipótese de Mercados Adaptativos (Nunes, 2008).

3.1.2. A Hipótese de Mercados Adaptativos

De acordo com Lo (2004), a Hipótese de Mercados Adaptativos pode ser vista como uma nova versão da Hipótese de Mercados Eficientes, porém derivada de princípios evolucionários, uma vez que os preços refletem tanta informação quanto seria esperado pela combinação de condições do ambiente econômico. Assim, entende-se que o mercado financeiro está inserido em um contexto mais amplo, em que seus produtos tendem a ser comparáveis a novas espécies que competem por recursos escassos.

Mercados com menos produtos disponíveis e recursos mais abundantes tendem a ser menos competitivos e menos eficientes, ao passo que mercados com maior diversidade e menos recursos disponíveis tendem a ser mais eficientes. Como exemplos destas duas realidades distintas, tem-se, respectivamente, os mercados para investimentos em obras de arte e o investimento em títulos do Tesouro dos Estados Unidos (Lo, 2004, p.18).

Como consequência da existência de mercados adaptativos, tem-se que as relações entre risco e retorno dos ativos tendem a não ser estáveis no decorrer do tempo, sendo determinadas

pelas preferências dos agentes dos mercados e influenciadas por aspectos institucionais, como o ambiente regulatório e a legislação fiscal (Lo, 2004; Ardagna, 2009). Como evidência, tem-se a variação temporal dos prêmios de riscos por ações. Um meio de se atingir um nível consistente de retornos esperados seria a adaptação às condições de mercado.

A Hipótese de Mercados Adaptativos coaduna com a existência de oportunidades de arbitragem. Se estas não fossem observáveis não haveria estímulos para a obtenção de informações e “o aspecto da descoberta de preços em mercados financeiros iria ruir”. Dessa forma, a Hipótese de Mercados Adaptativos tem como implicação que a existência de estratégias de exploração de oportunidades de arbitragem pode decair por determinado período, mas voltaria a ser lucrativa quando as condições ambientais propiciassem tais transações.

3.1.3. Risco

De acordo com Jorion (2003), o risco de mercado (ou de investimento) deve quantificar o risco de perdas decorrentes de alterações no comportamento de variáveis que influenciem os ativos. Dentre essas variáveis, incluem-se taxas de atratividade, taxas de mercados externos, commodities, taxas de juros e informações contábeis entre outras.

Para a mensuração dos riscos de investimento, algumas ferramentas são comumente utilizadas, como medidas de sensibilidade ou análise de cenários. No entanto, Jorion (2003) ressalta que estas metodologias partem de uma percepção intuitiva dos riscos, o que dificulta uma aproximação quantitativa das probabilidades de perdas dos investimentos. Outro ponto ressaltado é a possível omissão das correlações entre os fatores analisados, o que poderia comprometer as medidas de risco dos investimentos.

Os maiores fatores de risco dos mercados financeiros podem, segundo Jorion (2003), ser estratificados, em riscos cambiais, riscos de renda fixa, riscos de ações e riscos de commodities, dentre outros.

Os riscos cambiais advém de movimentos potenciais nos valores de moedas estrangeiras, o que inclui a volatilidade específica da moeda, correlações entre moedas e o risco de desvalorização cambial (Jorion, 2003). Estes riscos são subdivisíveis, se a economia em análise apresenta livre flutuação cambial (impulsionada por forças de mercado), um sistema

de câmbio fixo (o valor externo da moeda é atrelado a outra moeda) ou a modificação de um sistema para o outro (câmbio livre para câmbio fixo ou vice-versa).

Riscos de ações advêm de potenciais movimentos nos preços das ações, sendo subdivisíveis em riscos de mercado e riscos específicos de cada ação (Jorion, 2003). Riscos de renda fixa (Fabozzi, 2000) são subdivididos em riscos de taxas de juros, riscos de reinvestimento, riscos de resgate antecipado, riscos de inadimplência, risco de inflação, risco cambial, risco de liquidez e risco de volatilidade.

Para este trabalho, entende-se que as medidas de risco já estão incorporadas nos preços e nos retornos dos índices e referenciais em análise. No entanto, faz-se necessária sua menção, uma vez que ativos de renda variável, de renda fixa e o câmbio apresentam diferentes tipologias de risco. Retomando a obra de Markowitz (1952), entende-se que o risco de uma carteira não é composto somente pelos riscos de seus ativos componentes, mas também das relações existentes entre eles (Assaf Neto, 2000).

3.2. Integração de mercados

De acordo com Fabozzi (2000), as negociações internacionais dos mercados financeiros requerem um sistema eficaz de liquidação de transações. Nesse cenário, os compradores devem ser capazes de receber os títulos adquiridos e os vendedores devem receber os pagamentos em espécie, independentemente da distância geográfica entre os negociantes ou, mesmo, entre as corretoras envolvidas nessas transações.

A integração dos mercados financeiros é um fenômeno recentemente utilizado por operadores de mercado, sendo objeto de pesquisas acadêmicas desde o final da década de 1990 (Alexander, 2005) e pode ser analisada sob dois referenciais distintos. O primeiro deles diz respeito às relações internacionais entre mercados. O segundo, em análise neste trabalho, tem como foco a análise da integração “doméstica” de mercados (Ehrmann, Fratzscher e Rigobon, 2011). Embora a integração internacional entre mercados financeiros tenha recebido notória atenção, a integração, para determinado mercado, de diferentes classes de ativos financeiros não vem recebendo destaque, mesmo que seja de grande importância para os investidores, em suas escolhas de alocação de ativos e nas decisões de gerenciamento de risco (Kim, Moshirian e Wu, 2006).

Baker e Wurgler (2012) ensinam que as relações empíricas entre os mercados de ações e os mercados de títulos despertam o interesse de economistas e de planejadores. Os primeiros,

pela compreensão dos mecanismos que relacionam os dois mercados, os últimos, em especial os reguladores de mercado, pela possibilidade de melhorar as informações disponíveis, com vistas a obter melhor alocação de capitais e maior robustez a choques no mercado financeiro, por meio do conhecimento das propriedades de diversificação entre diferentes classes de ativos.

O estudo de integração de mercados, quando estendido a mercados emergentes, deve considerar algumas barreiras ou características dos retornos observados. Segundo Bekaert (1995), fatores como baixa avaliação de risco de crédito, controle de taxas de câmbio e falta de regulação de qualidade sobre capitais e contas, bem como os níveis de reservas nacionais ou o tamanho e a diversidade limitadas de alguns mercados constituem barreiras naturais ao livre fluxo de capitais entre os mercados.

Mendoza, Quadrini e Rios-Rull (2007) afirmam que a integração financeira global foi um fenômeno recorrente e defendido a partir da década de 1980 para prover uma alocação eficiente de recursos e a divisão de riscos entre países. No entanto, o desenvolvimento financeiro foi negligenciado neste processo, uma vez que os sistemas financeiros se diferenciam substancialmente entre os países, apesar da globalização e da redução de barreiras comuns ao livre fluxo de capitais. Neste sentido, devem ser consideradas para análises de integração as diferentes características domésticas dos mercados financeiros.

3.2.1. Estudos recentes sobre integração de mercados

Nas últimas décadas, a integração entre mercados tem despertado o interesse de muitos pesquisadores de finanças. As inter-relações têm sido exploradas sobretudo em análises entre mercados de diferentes países ou continentes e observa-se a predileção por análises que contemplam períodos de crise e as variações dos mercados ante estes cenários.

As pesquisas sobre integração de mercados partiram da observação do fenômeno iniciado na década de 1980 e se desenvolveram no sentido de verificar as relações existentes e suas razões, não tão aparentes ao investidor. Da constatação da redução de barreiras à permanência de restrições locais, caracterizando mercados próximos, às verificações intertemporais de um ou mais mercados e à verificação de ativos menos arriscados mundialmente, os estudos sobre a integração de mercados ainda encontram um campo de pesquisa a ser explorado. Para os efeitos desta pesquisa, destacam-se como mais relevantes os estudos expostos no Quadro 1,

que apresenta a síntese dos estudos que mais se aproximaram da abordagem dada a este trabalho:

Quadro 1: Síntese dos estudos recentes acerca da integração de mercados financeiros

Ano	Referência	Abordagem	Método	Mercado	Amostra
1995	Bekaert	Existência de barreiras naturais à integração em mercados emergentes	Correlações	Vários	1985-1992
2002	Chen, Firth, Rui	Interdependência entre mercados Latino Americanos	Cointegração e VAR	Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela	1995-2000
2005	Conolly, Stivers, Sun	Comovimentos entre títulos e ações nos Estados Unidos	GARCH	Estados Unidos	1986-2000
2006	Kim, Moshirian, Wu	Integração entre diferentes classes de ativos	EGARCH	Japão, EUA e Zona do Euro	1994-2003
2007	Lamounier, Nogueira	Relações entre mercados emergentes e desenvolvidos	Granger/VAR	Países desenvolvidos e emergentes	1995-2005
2007	Mendoza, Quadrini, Rios-Rull	Diferença entre integração e desenvolvimento financeiro	Correlações	Estados Unidos e OECD	2000-2004
2008	Lucey, Voronkova	Relações entre mercado Russo e outros	Cointegração	Rússia	1995-2005
2008	Nogueira, Lamounier	Relações entre índices de renda variável	Cointegração	BRICs, Estados Unidos, Japão e Reino Unido	1995-2005
2009	Norden, Weber	Comovimentos entre CDS, títulos e ações no Reino Unido	Granger/VAR /VEC	Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha	1998-2002
2009	Yang, Zhou, Wang	Diferenças temporais nos retornos de ações e títulos	Correlações	Estados Unidos	1998-2009
2010	Baur, Lucey	Existência de um "paraíso" no Ouro em períodos de crise	GARCH	Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha	1995-2005
2011	Ying, Song	Mercados chineses de fundos de seguridade social e de ações	GARCH Multivariado	China	1855-2001
2011	Ehrmann, Fratzscher, Rigobon	Integração doméstica e transmissão financeira entre mercados	VAR/ GARCH	Estados Unidos e Zona do Euro	1989-2008
2012	Kemper, Lee, Simkins	Correlação de índices em períodos de turbulência	Correlações	Estados Unidos	1998-2009
2012	Gupta, Guidi	Interdependência em mercados de renda variável	Análise de Variância	Índia, Japão, Cingapura e Hong Kong	2000-2011
2012	Vartanian	Contágio entre Dow Jones, <i>commodities</i> e Câmbio sobre o Ibovespa	VAR	Estados Unidos e Brasil	1999-2010

Fonte: Resultados da Pesquisa

Chen, Firth e Rui (2002) analisaram a interdependência entre os mercados de ações da América Latina, especificamente entre Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela. Segundo os autores, a escolha dos países para a pesquisa se deu pelo fato de estas economias da América Latina apresentarem rápido desenvolvimento, bem como mercados de capitais estabelecidos, condições de negócios comuns e herança cultural semelhante. Foi encontrado um limitado potencial de diversificação dentro da América Latina. Para chegar a tal conclusão, os autores examinaram o quanto os retornos dos índices de ações dos países eram interdependentes. Com base na análise de vetores autorregressivos, (VAR) e dos testes de Johansen e de raiz unitária, os autores analisaram as respostas dos mercados a choques aleatórios e concluíram que há fatores comuns entre as economias analisadas.

Connolly, Stivers e Sun (2005) investigaram os movimentos conjuntos entre as ações e os bônus do Tesouro dos Estados Unidos, dada a incerteza do mercado de ativos de renda variável. Verificaram a existência de uma relação negativa entre métricas de incerteza e a correlação futura entre os mercados de renda fixa e variável.

Lamounier e Nogueira (2007) analisaram a relação entre os retornos de mercados de capitais emergentes e dos mercados desenvolvidos em dois períodos distintos. Entre 1995 e 2002, somente a Rússia (entre os países emergentes) apresentou respostas significativas a choques (função de resposta a impulsos), enquanto os países “capitalizados” se demonstraram inter-relacionados. Entre 2003 e 2005, constatou-se que as economias emergentes se desenvolveram e passaram a apresentar respostas mais significativas aos choques de mercados capitalizados. Na análise, os autores utilizaram, além dos testes de detecção de raiz unitária, o teste de causalidade de Granger e a estimação de um modelo vetorial autorregressivo.

Lucey e Voronkova (2008) analisaram as relações entre o mercado russo e outros mercados entre 1995 e 2004. Com apoio de diferentes técnicas e em testes de cointegração, os resultados convergiram para o isolamento do mercado russo no longo prazo. Ressalta-se que esta dinâmica não foi afetada pela quebra estrutural observada em agosto de 1998.

Nogueira e Lamounier (2008) analisaram as relações de curto prazo entre índices de ações dos principais mercados de capitais emergentes e dos principais mercados desenvolvidos entre 1995 e 2005, a fim de verificar a existência e a dinâmica do contágio entre os mercados. Para tal análise, foram aplicados testes de raiz unitária e o teste de Johansen, com consequente estimação de modelo vetorial de correção de erros. Constatou-se a cointegração entre os mercados, mas também a possibilidade de diversificação como redução de riscos, dada a baixa velocidade do ajustamento da relação.

Norden e Weber (2009) analisaram a relação entre o swap de crédito (Credit Default Swaps-CDS), o mercado de títulos e o mercado de ações no Reino Unido entre 2000 e 2002. Mediante a estimação de um modelo vetorial de correção de erros (VECM), observou-se que os retornos de ações são negativamente associados aos CDS.

Yang, Zhou e Wang (2009) apontam que a correlação entre os retornos de ações e *bonds*, para um recorte temporal de 150 anos, com dados de Inglaterra e Estados Unidos, revelou diferentes padrões em períodos de recessão ou de expansão econômica. Para a análise, foi construído um modelo GARCH multivariado em detrimento de cadeias de Markov, dado o recorte e a flexibilidade do modelo para a captação de mudanças de regimes econômicos. No estudo, verificou-se que a taxa de inflação e a política monetária tendem a influenciar as correlações.

Baur e Lucey (2010) analisam a cointegração de mercados sob o ponto de vista da existência de um possível “porto seguro” do ouro em relação aos mercados de ações de Estados Unidos, Reino Unido e da Alemanha. Para tal construção, foi utilizada uma estimação GARCH assimétrica, com a análise dos termos de erro encontrados. Dos resultados obtidos, destaca-se que o ouro, embora seja um “porto seguro” para as ações, não é considerado assim para os títulos de dívida. O ouro foi apontado como um porto seguro (um ativo não positivamente ou negativamente correlacionado com outro ativo ou portfólio em períodos de turbulência no mercado) para ações nos Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha, especificamente em períodos pós-choques extremamente negativos nos mercados de ações. Porém, não foi considerado um porto seguro para nenhum dos mercados pesquisados, tendo sido considerado um hedge apenas para os títulos alemães.

Yin e Song (2011) analisaram a cointegração entre o mercado interno chinês de fundos de seguridade social e o desenvolvimento do mercado de ações do país, verificada por meio do teste de causalidade de Granger.

Bergmann, Savoia, Mendes-da-Silva, Oliveira e Nakamura (2011) analisaram, com base na metodologia de cópulas, os movimentos conjuntos entre o mercado brasileiro e o norte-americano de renda variável. Verificaram que eventos negativos nos Estados Unidos apresentam maior impacto no mercado brasileiro do que eventos positivos.

Gupta e Guidi (2012) testaram a interdependência entre o mercado indiano e três diferentes mercados asiáticos desenvolvidos (Hong Kong, Japão e Cingapura). Constataram, por meio dos testes de Johansen, Engle-Granger e Gregory-Hansen, que as correlações existentes entre

estes mercados tendem a aumentar significativamente em períodos de crise, mas voltando aos níveis iniciais após os períodos de turbulência.

Kemper, Lee e Simkins (2012) apresentaram a diversificação de ativos sob o ponto de vista da replicação de índices de mercado, como ações e títulos de dívida, antes e após a crise financeira de 2008. Concluíram que os benefícios advindos da correlação entre os títulos de dívida e carteiras de ações são ainda mais acentuados em períodos de turbulência do mercado.

Vartanian verificou a presença de contágio entre os preços de commodities, o Índice Dow Jones e os retornos do Ibovespa entre 1999 e 2010, através da metodologia VAR, embora não tenha encontrado relações de cointegração entre os preços destes mercados.

3.3. Índices de mercado

Os índices de mercado desempenham, tanto nos mercados mais tradicionais quanto nos emergentes, o papel de avaliar a flutuação média do nível geral das cotações dos ativos e, em especial, das ações. Segundo Leite e Sanvicente (1995), esta ferramenta informacional torna possível a comparação entre vários mercados financeiros no mundo e viabiliza o complexo processo de decisão da alocação de investimentos que o investidor enfrenta em seu dia a dia.

Ainda segundo Leite e Sanvicente (1995), os índices são fiéis termômetros das expectativas sentidas pelos investidores em relação ao futuro desempenho da economia e todos se beneficiam das informações das variações momentâneas dos índices de mercado, bem como das tendências de médio e de longo prazo.

Um índice de ações acompanha as mudanças no valor de determinado portfólio, no qual o peso de uma ação iguala-se à proporção da carteira que está investida na ação (Hull, 1996). Ressalta-se, no entanto, que mesmo com a não alteração dos ativos da carteira a ponderação das ações se altera, na medida em que o preço de uma ação sobe mais do que o de outras. Neste sentido, já se consideram os índices sob o ponto de vista da diversificação, uma vez que eles são capazes de refletir os movimentos gerais do mercado ou de setores específicos em determinado mercado, servindo também como avaliação da capacidade de o gestor superá-lo, tal como um *benchmark* (Gitman e Madura, 2003).

Os índices de preços incluídos nesta análise são do tipo Laspeyres, que se definem como uma medida utilizada para a composição das quantidades de determinados produtos, avaliados em relação a seu preço. Assim, o índice consiste em uma média ponderada da variação dos

preços, ponderada pela participação de cada um destes produtos na cesta. Formalmente, tem-se:

$$L_p^{0,1} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{t,i}^0 q_{0,i}^1}{p_{0,i}^0 q_{0,i}^0} \quad (7)$$

Alternativamente à utilização da formulação de Laspeyres, a metodologia de Paasche não considera a variação em relação a um intervalo (data-base), sendo, portanto, definido por:

$$P_p^{0,t} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{t,i}^0 q_{t,i}^1}{p_{0,i}^0 q_{t,i}^0} \quad (8)$$

3.3.1. Índices de mercado da BM&FBovespa

De acordo com BM&FBovespa (2012), os índices de ações da bolsa são indicadores de desempenho de determinado agrupamento de ações. Têm como função exprimir a valorização de determinado conjunto de títulos ao longo do tempo.

Os índices da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa) são subdivididos em índices amplos, setoriais, de sustentabilidade e de governança.

O índice Bovespa é o indicador mais importante sobre o desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Tal fato é atribuído à sua capacidade de retratar o comportamento das principais ações negociadas na Bolsa. Outro destaque sobre a capacidade do índice Bovespa é a integridade de sua série histórica, que não apresenta alterações metodológicas desde 1968 (BM&FBovespa, 2012).

De acordo com BM&FBovespa (2012), o Ibovespa é calculado como o valor atual, em moeda corrente, de um portfólio de ações com início em 02/01/1968 e valor-base de 100 pontos. Considerando uma aplicação hipotética, o valor do Ibovespa supõe ajustes realizados em virtude da distribuição de proventos pelas companhias emissoras de títulos (reinvestimento de dividendos recebidos e valores apurados com vendas de direitos de subscrição, além da manutenção em portfólio das ações recebidas por bonificação).

Aponta-se como principal finalidade do Ibovespa “servir como indicador médio do comportamento do mercado”. Assim, a composição do índice busca a maior proximidade possível da real configuração das negociações do mercado à vista da BM&FBovespa. Assim, a representatividade do Ibovespa é mantida por meio da reavaliação quadrimestral de sua

carteira teórica. Nas reavaliações, são consideradas a participação relativa de cada ação no índice, a permanência ou exclusão de cada papel, e a inclusão de novas ações no portfólio (Bovespa, 2008).

Considera-se a carteira teórica que o Ibovespa reflete de difícil acompanhamento por parte do investidor, uma vez que seu constante rebalanceamento nem sempre permite ao investidor manter a carteira sugerida com as mesmas ponderações, dada a existência de custos de transação e a velocidade das alterações.

3.3.2. Histórico e precificação de ativos de renda fixa

De acordo com Araújo (2002), as operações de títulos de renda fixa em mercado aberto tiveram origem ainda no século XIX, quando o Banco da Inglaterra iniciou as operações com títulos da dívida pública inglesa. No início do século XX, os Estados Unidos utilizaram este mecanismo de modo mais intenso. No Brasil, estas operações somente se iniciaram em 1968, com intervenções do Banco Central por meio das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTNs).

Também chamados de “bônus”, estes títulos requerem que o emissor pague ao credor a quantia tomada acrescida de juros durante período predeterminado (Fabozzi, 2000). Assim, o primeiro passo para se precificar um bônus é determinar seus fluxos de caixa. Os fluxos de caixa de bônus não resgatáveis antecipadamente (que não podem ser resgatados antes das datas de vencimento) são formados pelos pagamentos periódicos de cupons até a data de vencimento e pelo valor ao par na data de vencimento.

Pode-se obter o preço de qualquer título a partir das informações disponíveis no momento, bem como a mensuração das expectativas futuras em relação a variações dos fluxos de caixa esperados para os títulos.

Fabozzi (2000) argumenta que na aquisição de bônus estrangeiros o retorno apresenta, além do componente de lucros/prejuízos, das receitas provenientes do reinvestimento e do pagamento de cupons, o risco de câmbio. Este fator resulta da conversão dos fluxos de caixa dos títulos para a moeda estrangeira. Seu risco existe na possível desvalorização da moeda estrangeira em relação à moeda corrente para o investidor, o que resultaria em fluxos de caixa menores em moeda local.

Ainda de acordo com Fabozzi (2000), o retorno de uma carteira de títulos não é simplesmente a média ponderada do retorno até o vencimento de cada título da carteira. Ele deve ser computado determinando-se os fluxos de caixa da carteira, bem como a taxa de juros capaz de igualar o valor presente dos fluxos de caixa e o valor de mercado da carteira.

Ressalta-se que para o emissor os preços vigentes no mercado de títulos de renda fixa provêm importantes informações a respeito deles, sobretudo sobre as taxas de juros esperadas e demandadas pelos investidores, o que também sinaliza o quão receptivos eles seriam a uma nova oferta de títulos a determinadas taxas.

3.3.2.1. Os índices de mercado da ANBIMA

A Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA) é responsável pela manutenção e divulgação de uma família de índices, cujo objetivo é atender às diferentes necessidades dos diversos tipos de investidores de títulos públicos e outros títulos de renda fixa. Estes índices representam a evolução, a preços de mercado, de portfólios de títulos, servindo como referencial para este segmento (ANBIMA, 2011).

O Índice de Mercado Anbima (IMA) é também dividido em quatro subíndices, conforme os indexadores dos títulos: prefixados, indexados ao IPCA, indexados ao IGP-M e pós-fixados (taxa SELIC). Exceção feita às carteiras teóricas de títulos indexados ao IGP-M e pós-fixados (IMA-S), são calculados subíndices com base nos prazos dos componentes.

No intuito de captar as alterações ocorridas nos estoques de títulos e, conseqüentemente, manter a representatividade do indicador, a composição das carteiras teóricas do IMA é refeita mensalmente. Na composição dos portfólios do IMA, todos os títulos públicos são elegíveis para inclusão, exceto títulos com prazo para vencimento inferior a um mês (o vencimento se dá durante a vigência da carteira teórica), títulos que não tenham sido objeto de oferta pública (colocação direta) ou títulos que tenham apenas uma única colocação por oferta pública e novos vencimentos disponibilizados no mercado nos dois dias anteriores ao rebalanceamento da carteira teórica.

Além do IMA, a ANBIMA é responsável pelo Índice de Renda Fixa de Mercado (IRF-M), que, a partir de 2000, subdivide-se em: IRF-M 1, composto por Letras do Tesouro Nacional e Notas do Tesouro Nacional – Série F, com prazos máximos de um ano; e em IRF-M 1+, composto por ativos com prazo superior a um ano.

4. METODOLOGIA

Estruturou-se a metodologia da dissertação em três tópicos. O primeiro aborda a inserção metodológica do estudo nas pesquisas de finanças e no campo das ciências sociais aplicadas. O segundo detalha a amostra de dados utilizada para as análises. O terceiro focaliza a modelagem econométrica e os procedimentos de teste para validação.

4.1. Caracterização da pesquisa

Essa dissertação caracteriza-se, com base Leedy e Ormrod (2004), como uma pesquisa empírica quantitativa. Segundo Gil (2004), pela qualificação do estudo em relação a seus fins, trata-se de uma pesquisa descritiva; ou seja, uma pesquisa que objetiva descrever as características de determinado fenômeno ou população ou estabelecer relações entre variáveis. Assim, uma de suas principais características é a utilização de técnicas padronizadas de coleta de dados. Ressalta-se a distinção de Vergara (2000, p. 47), que estabelece que a pesquisa descritiva “não tem o compromisso de explicar os fenômenos que descreve, embora sirva de base para a explicação”.

Ressalta-se também o caráter *ex-post* da pesquisa quando analisada em relação a seus meios segundo a classificação de Gil (2004). Outra possível caracterização, não excludente, da análise *ex-post-facto* é a utilização de dados secundários. Segundo Bryman (1992), essa caracterização é aplicável quando o pesquisador utiliza dados coletados ou obtidos por outras pessoas e instituições, para os mais diversos tipos de pesquisas.

Gil (2004) ressalta que algumas pesquisas descritivas vão além da identificação das relações entre variáveis, criando uma pesquisa também próxima da explicativa. Como este trabalho, tais pesquisas determinam a natureza das relações encontradas.

4.2. Amostra de dados

Foram coletados dados diários de cotações de fechamento de índices de mercados disponíveis entre 2004 e 2012. Em seguida, as variáveis foram tratadas para serem trabalhadas em primeira diferença. Ou seja, os índices foram tratados em função de seus retornos. As variáveis analisadas estão expostas no Quadro 2:

Quadro 2 - Variáveis utilizadas no trabalho, referências e fontes

Índice	Referência	Fonte
Ibovespa	Índice Bovespa	Economática
EMBI+Brasil	Emerging Markets Bond Index - Brasil	IPEADData
IRFM 1	Índice de Renda Fixa de Mercado com títulos com vencimento máximo de um ano	Economática
IRFM 1+	Índice de Renda Fixa de Mercado com títulos com vencimento superior a um ano	Economática
IMA	Índice de Mercado ANBIMA	Economática
IMA-B	Índice ANBIMA de títulos NTN-B	IPEADData
IMA-B5	Índice ANBIMA de títulos NTN-B com vencimento máximo de cinco anos	IPEADData
IMA-B5+	Índice ANBIMA de títulos NTN-B com vencimento superior a cinco anos	IPEADData
PTax	Taxa oficial de câmbio real / dólar Americano	Banco Central do Brasil
Ouro	Preço do grama do ouro	Economática
DJIA	Índice Dow Jones Industrial Average	Economática
Dow Jones UBS Commodities	Índice Dow Jones UBS Commodities	Dow Jones Indexes
Selic	Taxa básica de juros SELIC	IPEADData

Fonte: Elaboração do autor

O Índice Bovespa foi utilizado por ser a maior referência do mercado acionário brasileiro para o investidor.

O Emerging Markets Bond Index + Brasil (EMBI+Brasil) foi usado pela sua mensuração de risco, com base no spread entre títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos.

O Índice de Renda Fixa de Mercado, em suas duas composições, IRF-M 1 e IRF-M 1+, foi escolhido para a análise por referenciar o segmento de mercado de títulos de renda fixa brasileiro, com composições de vencimento inferior e superior a um ano, respectivamente.

Foram levantados para o período os valores do IMA-Anbima, como índice representativo do mercado de títulos públicos federais. Sua escolha se deu pelo fato de o próprio emissor dos títulos (Secretaria do Tesouro Nacional) não disponibilizar um único índice capaz de abranger uma carteira com os títulos federais. Assim, o Índice de Mercado Anbima torna-se a melhor aproximação para este perfil de investimento (renda fixa com títulos públicos federais).

A taxa oficial de câmbio R\$/US\$ (Ptax) foi incluída na análise por ter implicações diretas nas decisões de alocação de ativos na utilização de moeda estrangeira.

Como *proxy* do mercado financeiro de renda variável norte-americano foi utilizado o Dow Jones Industrial Average.

Além desses índices, utilizou-se o Dow Jones UBS Commodities como *proxy* para os preços de commodities no mercado internacional. Embora haja significativas diferenças entre as commodities negociadas no Brasil e nos Estados Unidos, acredita-se que o índice seja capaz de refletir as negociações do mercado. A diversidade utilizada para a sua composição não deve sofrer influência de setores específicos.

A cotação do ouro em real foi utilizada como variável dependente para todos os mercados, uma vez que este metal é tido como um *hedge* ou, mesmo, um porto seguro em períodos de crise financeira (Baur e Lucey, 2010) e dispõe de ampla negociação em mercado secundário.

A escolha do período selecionado para a amostra fundamentou-se com base na maior disponibilidade possível dos dados analisados e por significar um recorte temporal que fosse capaz de compreender pelo menos uma grande crise mundial. Assim, o recorte entre 2004 e 2012 compreendeu a crise dos títulos *subprime* norte americanos, desencadeada em 2008, seus antecedentes e reflexos posteriores.

Além da crise norte americana, o período analisado compreende os estágios iniciais, pelo menos, da atual crise financeira de alguns países da União Europeia. No entanto, ainda não é possível comparar os dois períodos de crise, uma vez que na Zona do Euro o momento de turbulência ainda não cessou.

Considera-se, no entanto, como restrição para a pesquisa a possível não replicação dos dados analisados em períodos anteriores à vigência no mercado com estimadores confiáveis. Complementarmente, salienta-se que este trabalho não tem por objetivo prever movimentos futuros, mas, sim, considerar o período em análise.

Para os dados faltantes, optou-se por completar os *gaps* considerando o valor de fechamento do último dia de negócios em detrimento do preenchimento com valores nulos ou por outros métodos, tais como interpolação ou estimação por máxima verossimilhança (Rubin, 1976; Enders, 2001; Allison, 2010). Dessa forma, foi possível reduzir consideravelmente o número de observações perdidas em detrimento do fechamento de pelo menos um dos mercados em análise.

Foram analisados índices do mercado brasileiro e estrangeiro. Portanto, tratam-se estratégias já diversificadas em sua essência. Privilegiaram-se os índices também em detrimento dos ETFs¹, uma vez que, embora os fundos de índices representem fielmente as expectativas do mercado e boas oportunidades de negociação simplificada para os investidores, infelizmente,

¹ *Exchange-traded Funds*, ou, no Brasil, Fundos de Índices.

os fundos de índices brasileiros são instrumentos relativamente recentes. Mesmo com o fato de replicarem satisfatoriamente os índices teóricos do mercado brasileiro, teriam também recomposições falíveis. Portanto, optou-se por utilizar uma só abordagem.

4.3. Modelagem econométrica e procedimentos de teste

A análise de séries temporais financeiras se apoia tanto na fundamentação teórica quanto na aplicação prática da avaliação de ativos no decorrer do tempo. Assim, tem-se, segundo Tsay (2002), que, embora demonstre um caráter altamente empírico, a análise de séries de tempo em finanças, a exemplo de outras áreas da ciência, utiliza seus fundamentos teóricos para suas inferências.

De acordo com Alexander (2005, p. 341), os “modelos econométricos têm por objetivo encontrar o modelo estatístico mais apropriado aos dados que possam ser usados [...]”. Assim, para os objetivos deste trabalho a análise econométrica visa a compreensão das relações estatísticas entre múltiplas variáveis do mercado financeiro.

Com a análise do conjunto de variáveis, busca-se obter respostas sobre possíveis influências de retornos de uma das variáveis sobre as demais, precedidas no tempo ou não. De acordo com Greene (2008), um modelo de séries temporais busca descrever o caminho de uma variável em função de outros fatores, defasados ou não, perturbações (também chamadas “inovações”), um termo de erro e as suas próprias informações passadas.

A cointegração de mercados apresenta-se, portanto, como uma metodologia fundamental para análises financeiras de longo prazo, diferenciando-se da correlação por não se referir aos movimentos conjuntos dos retornos dos ativos em análise, mas sim aos movimentos conjuntos dos preços destes ativos (Alexander, 2005).

A descrição das séries estatísticas coletadas se faz necessária para verificar as propriedades das séries. De acordo com Hair *et al.* (1998), o formato da distribuição de uma série é o primeiro passo para a compreensão da natureza de uma variável.

As séries temporais, geralmente, apresentam tendências, tornando-se essencial a distinção entre tendências determinísticas e tendências estocásticas. Caso a tendência seja determinística, a série converge para a linha de tendência no longo prazo, choques apresentam efeitos decrescentes e a variância é constante. Em caso de tendência estocástica, a série não

converge para uma linha de tendência, choques apresentam efeitos permanentes e a variância aumenta significativamente.

Wooldridge (2010) afirma ser necessário reconhecer se as séries em análise contêm tendências temporais, pois, em caso de equívoco pode conduzir à conclusão de que alterações em uma variável advêm de alterações ocorridas em outra variável. No entanto, duas séries podem aparentar correlação apenas por apresentar a mesma tendência ao longo do tempo. Este fato pode ocorrer por razões não explicadas pelas variáveis observadas, conduzindo a análises equivocadas.

De acordo com Alexander (2005, p. 379-380), embora cointegração e correlação sejam conceitos muito próximos, a elevada correlação entre determinadas séries não implica níveis também elevados de cointegração. Assim, “a correlação nada nos diz a respeito da relação comportamental de longo prazo entre dois mercados: eles podem ou não estar se movendo juntos ao longo de grandes períodos e a correlação não é a ferramenta adequada para se medir isso”.

Segundo Alexander (2005), as séries de tempo do mercado financeiro geralmente apresentam componente estocástico, de tal forma que a esperança matemática pode ser expressa por $E(y_t) = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, com variância não condicional $V(y_t) = \sigma^2$ (constante)² e covariância de ordem s igual a:

$$Cov_s = [(y_t - E(y_t))(y_{t-s} - E(y_{t-s}))] \quad (9)$$

(covariância não condicional entre y_t e y_{t-s} que depende somente de s).

4.3.1. Modelos autorregressivos

Segundo Alexander (2005), um modelo autorregressivo é a representação de uma série temporal, feita por meio de funções de suas próprias defasagens. Um modelo AR(1) pode ser formalizado, então, por:

$$y_t = c + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Em que o termo de erro ε_t é independente e identicamente distribuído (i.i.d.), ou seja, possui média zero e variância constante. O termo α representa o coeficiente de defasagem, que

² O pressuposto de variância constante é posteriormente flexibilizado, sendo utilizado, neste ponto, como uma explanação introdutória aos modelos de séries temporais. Para maiores detalhes, ver Alexander (2005, p. 345-347).

determina a estabilidade do processo autorregressivo. Caso ele seja maior do que 1, a série tende ao infinito à medida que t aumenta. Caso seja menor que 1, tem-se um processo estacionário. Nos casos específicos em que ele seja igual a zero, tem-se um modelo de passeio aleatório.

O modelo AR(p) pode ser formalizado como:

$$y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Em que p é o número de defasagens do modelo. Assim, tem-se que o termo constante c é capaz de modelar a tendência da série para cima (constante positiva) ou para baixo (constante negativa).

Utilizando-se um operador de defasagens tal que $Ly_t = y_{t-1}$, tem-se que $y_t + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} = (1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2) y_t$, a equação do modelo AR(1) pode ser reescrita como

$$(1 - \alpha L) y_t = c + \varepsilon_t \quad (12)$$

Supondo-se $|\alpha| < 1$, uma vez que $(1 - \alpha L)^{-1} = 1 + \alpha L + \alpha^2 L^2 + \alpha^3 L^3 + \dots$, o modelo pode ser novamente reescrito por

$$y_t = (1 - \alpha L)^{-1} (c + \varepsilon_t) = (1 - \alpha L)^{-1} c + (1 - \alpha L)^{-1} \varepsilon_t \quad (13)$$

Dado que:

$$(1 - \alpha L)^{-1} \varepsilon_t = \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1} + \alpha^2 \varepsilon_{t-2} + \alpha^3 \varepsilon_{t-3} + \dots \quad (14)$$

Tem-se que:

$$y_t = c/(1 - \alpha) + \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1} + \alpha^2 \varepsilon_{t-2} + \alpha^3 \varepsilon_{t-3} + \dots \quad (15)$$

A representação desta equação, segundo Alexander (2005), indica que o modelo AR(1) equivale a uma média móvel infinita de ruídos brancos, sendo que a inversão de um AR(1) em um modelo MA(∞) é válida para qualquer valor de α .

De acordo com Greene (2008, p. 633), a literatura empírica em finanças é “esmagadoramente dominada por modelos AR(1)”, parcialmente pela sua conveniência ou pela dificuldade de análise de modelos mais elaborados. Ainda assim, afirma-se ser uma boa aproximação, em que modelos de ordem mais elevada são, comumente, construídos como um refinamento para as análises.

4.3.2. Modelos de médias móveis

De acordo com Alexander (2005), os modelos de médias móveis são amplamente utilizados na modelagem de dados financeiros, sobretudo aplicados aos retornos e aos produtos cruzados de retornos com pesos iguais ou exponencialmente declinantes. Um modelo de médias móveis de primeira ordem - MA(1) pode ser formalizado por:

$$y_t = c + \varepsilon_t + \beta\varepsilon_{t-1} \quad (16)$$

Em que ε_t possui média zero e variância constante, sendo, portanto, estacionário para qualquer c ou β . Em um modelo de média móvel de ordem q , tem-se que:

$$y_t = c + \varepsilon_t + \beta_1\varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q\varepsilon_{t-q} \quad (17)$$

4.3.3. Modelos Autorregressivos de Médias Móveis - ARMA

O modelo mais geral de um processo estacionário é o modelo autorregressivo de médias móveis com p termos autorregressivos e q termos de média móvel (modelo ARMA (p, q)), e pode ser definido por:

$$y_t = c + \alpha_1y_{t-1} + \alpha_2y_{t-2} + \dots + \alpha_py_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1\varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q\varepsilon_{t-q} \quad (18)$$

No entanto, de acordo com Tsay (2010, p. 113) a escolha da ordem de um modelo ARMA depende da frequência das séries observadas. As séries de retorno mensais de determinado índice de mercado tipicamente não apresentam correlação serial, ao passo que séries de retornos diários tendem a apresentar “menores correlações seriais”.

4.3.4. Hipótese de mercados eficientes e modelo de passeio aleatório

A hipótese de mercados eficientes se relaciona aos modelos básicos de precificação de opções, com base na premissa fundamental de que o preço do ativo subjacente segue o processo de movimento geométrico browniano, dado por

$$\frac{dS}{S} = rdt + \sigma dZ \quad (19)$$

Para a equação em diferenças, r é uma constante que representa a tendência dos preços dos ativos, σ representa a volatilidade dos retornos e Z representa um processo de Wiener.

Aplicando o Lema de Itô à equação, obtém-se o processo em tempo contínuo. A sua representação em tempo discreto pode ser formalizada por

$$\ln P_t = c + \ln P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

O modelo de passeio aleatório, de acordo com Alexander (2005), permite a presença de tendências nos preços dos ativos, com base no termo constante c , tal que se $c > 0$ tem-se uma tendência de crescimento do logaritmo dos preços, e se $c < 0$ tem-se que os logaritmos dos preços tendem a diminuir.

4.3.5. Teste de raiz unitária

De acordo com Alexander (2005), as séries de mercados financeiros de retornos sobre ativos apresentam características de covariância estacionária, sendo usualmente chamadas de “séries estacionárias”. Ao mesmo tempo, séries de preços tendem a ser não estacionárias. Lamounier (2003) argumenta que a estacionaridade das séries financeiras deve ser testada a fim de determinar os procedimentos para as análises, evitando regressões espúrias.

Os testes estatísticos utilizados para a detecção de estacionaridade são os testes de raiz unitária. A maior parte deles parte da hipótese nula de não estacionaridade (presença de raiz unitária) contra a hipótese alternativa de estacionaridade (ausência de raiz unitária).

De acordo com Wooldridge (2010), processos com raiz unitária são processos integrados de ordem 1, ou $I(1)$, o que significa que a primeira diferença do processo é fracamente dependente e geralmente estacionária. Estes processos são comumente chamados de “processos estacionários”.

Entre os processos com raiz unitária (não estacionários) destacam-se o modelo de passeio aleatório e o modelo de passeio aleatório com deslocamento.

O teste expandido de Dickey-Fuller (ADF) é, de acordo com Davidson e Mackinnon (1999), a abordagem mais comum entre os testes para a detecção de raízes unitárias nas séries. Proposto originalmente por Dickey e Fuller (1979), o teste parte da premissa de que os termos de erro seguem um processo AR de ordem conhecida.

Para Tsay (2002), a verificação de raiz unitária pode ser feito por um teste em que a hipótese nula seja que $H_0: \beta = 1$ contra $H_1: \beta < 1$, para:

$$x_t = c_t + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Em que c_t é uma função determinística de t , podendo também ser nulo. Assim, a estatística t de $\hat{\beta} - 1$ é dada por:

$$ADF = \frac{\hat{\beta} - 1}{std(\hat{\beta})} \quad (22)$$

Uma variação do teste de Dickey Fuller, conhecida como Dickey-Fuller GLS consiste na estimação do teste de Dickey-Fuller expandido sobre uma regressão de mínimos quadrados generalizados, com a hipótese nula de passeio aleatório (com ou sem deslocamento). Proposta por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), a análise parte da estimação de intercepto e tendência, por meio da inclusão de variáveis \tilde{y}_t , x_t e z_t . Assim, tem-se que se $t = 1$, $\tilde{y}_t = y_t$, $x_t = 1$ e $z_t = 1$. Para $t > 1$, tem-se que $\tilde{y}_t = y_t - ay_{t-1}$, $x_t = 1 - a$ e $z_t = t - a(t - 1)$, para $a = 1 - \left(\frac{13,5}{T}\right)$.

4.3.6. Teste de causalidade de Granger

De acordo com Carneiro (1997), os testes de causalidade devem considerar todas as séries com a mesma ordem de integração. A presença de raízes unitárias, portanto, não é um problema para a análise das séries, embora, caso sejam constatadas, as séries poderão ser cointegradas. Com esta condição atendida, parte-se para a análise das dependências conjuntas das diferentes séries – portanto, multivariada.

O teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987) e Granger (1988) aponta a relação de antecedência e defasagem entre variáveis de séries temporais multivariadas. Isso se dá uma vez que uma variável x “causa” y se a variável x defasada é capaz de melhorar a previsão de y , mesmo considerando as defasagens de y como variáveis explicativas (Alexander, 2005).

O método de Engle e Granger (1987) estima a equação de uma relação linear entre duas variáveis e verifica a estacionaridade dos resíduos. Assim, para duas séries de tempo x e y estacionárias ou com a mesma ordem de integração, parte-se da hipótese nula que x não causa y e se for possível obter previsões significantes de y com valores defasados de x . Formalmente, tem-se, partindo de um vetor autorregressivo – VAR(p) – descrito por:

$$x_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (23)$$

$$y_t = c_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Assim, o teste de causalidade de Granger de x em y é um teste F da significância conjunta dos estimadores $\alpha_{21}, \dots, \alpha_{2p}$ da regressão de mínimos quadrados, ao passo que a causalidade de y em x é testada através da significância conjunta de $\beta_{11}, \dots, \beta_{1p}$.

4.3.7. Modelo vetorial autorregressivo

Um modelo vetorial autorregressivo pode ser compreendido, de acordo com Davidson e Mackinnon (1999), como uma extensão multivariada de um modelo autorregressivo de uma série de tempo. Assim, um vetor autorregressivo de ordem 1 de um sistema multivariado pode ser definido por

$$y_t = \alpha_0 + A y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Em que α_0 , $[y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$ e ε_t são vetores $n \times 1$ e $[A_1, \dots, A_p]$ são matrizes de coeficientes $n \times n$.

4.3.8. Modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erros

A cointegração é definida como um processo que conjuga duas etapas. Na primeira, definem-se as relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços (ou taxas de câmbio ou rentabilidades) em análise. Na segunda, estima-se um modelo dinâmico de correlação das variáveis em análise. O também chamado de modelo de correção de erros (ECM) corrige os desvios de curto prazo do equilíbrio, revelando as possíveis causalidades presentes em sistemas cointegrados.

De acordo com Carneiro (1997), para o método de correção de erros examina-se a hipótese de os valores defasados de uma variável X serem explicativos para os valores correntes de uma variável Y para séries em que X e Y são estacionárias. Para tais resultados, se X e Y

possuírem tendência comum deverá ser observada causalidade em pelo menos uma direção ou, mesmo, bicausalidade.

Salienta-se a ressalva proposta por Alexander (2005) de que causalidade não significa que uma alteração estrutural em uma das séries tenha impacto em outras, mas que pontos de reversão em uma série precedem pontos de reversão em outras.

Conforme Alexander (2005, p.393) “o modelo VEC possui um mecanismo de auto-regulação, segundo o qual os desvios do equilíbrio de longo prazo são automaticamente corrigidos”.

O primeiro passo para a estimação de um VEC consiste na realização de testes preliminares das regressões de mínimos quadrados, buscando a melhor composição de modelos AR ou ARMA.

Para duas séries de preços, x e y, o modelo de correção de erros pode ser formalizado por:

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (25)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{m_3} \beta_{3i} \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{4i} \Delta y_{t-i} + \gamma_2 z_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Em que $z = x - \alpha y$ é o termo de desequilíbrio, tendo as defasagens e os coeficientes já conhecidos. Os coeficientes gama do modelo determinam a velocidade do ajustamento ao equilíbrio de longo prazo, de tal forma que quanto maiores estes coeficientes mais rápido o ajustamento e a série tende à estacionaridade.

4.3.8.1. O teste de cointegração de Johansen

O teste de Johansen é, segundo Alexander (2005), uma generalização dos testes de raiz unitária. Formalmente, a partir de um modelo AR(1), reescrito em função da primeira diferença como $\Delta y_t = c + (\alpha - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$, tem-se que o VAR(1) pode ser formalizado com Δy_t como variável dependente em uma regressão contra y_{t-1} , em que $\Delta \mathbf{y}_t = \alpha_0 + (\mathbf{A} - \mathbf{I})\mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t$.

Para sistemas multivariados, a formulação da primeira diferença pode ser expressa através do modelo VAR(p) de ordem mais elevada por:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \alpha_0 + (\mathbf{A} - \mathbf{I})\Delta \mathbf{y}_{t-1} + (\mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 - \mathbf{I})\Delta \mathbf{y}_{t-2} + \dots + (\mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \dots + \mathbf{A}_{p-1} - \mathbf{I})\Delta \mathbf{y}_{t-p-1} + (\mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \dots + \mathbf{A}_p - \mathbf{I})\mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (26)$$

O termo constante na equação se faz necessário caso a(s) variável(is) apresente(m) deslocamento na tendência estocástica, proporcionando a análise sem tendência. Caso as variáveis apresentem tendência determinística, faculta-se incluir uma variável de tendência (Alexander, 2005).

O método de Johansen é realizado para determinar o número de autovalores não nulos de uma matriz Π , sendo $\Pi = \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \dots + \mathbf{A}_p + \mathbf{I}$, que define-se por r (posto da matriz, do Inglês *rank*). O posto da matriz define o número de relações de cointegração que, segundo Johansen e Juselius (1990), deverão ser submetidos a teste de traço da matriz, definido por

$$Tr = -T \sum_{i=R+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (27)$$

em que T é o tamanho da amostra, n é o número de variáveis em análise e λ são os autovalores (números reais, tais que $0 \leq \lambda < 1$)³.

No entanto, ressalta-se que, de acordo com Hjalmarsson e Österholm (2007), existe uma considerável possibilidade de resultados “falso-positivos” para séries completamente não relacionadas serem cointegradas, mesmo com os testes prévios de raízes unitárias para as séries, como sugerido por Johansen (1998).

4.3.9. Modelos para a variância condicional

4.3.9.1. Modelo ARCH

O modelo ARCH (Autorregressivo de Heterocedasticidade Condicional) foi proposto por Engle (1982) ao reconhecer a diferença entre a variância condicional e a incondicional, sendo que pela modelagem proposta a variância condicional muda ao longo do tempo como uma função dos erros em períodos anteriores (Bollerslev, 1986).

De acordo com Wang (2009), um processo estocástico pode ser chamado de ARCH se a sua variância condicional no tempo for heterocedástica com a equação de média da autorregressão, representada por $y_t = \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, em que regressores podem ser adicionados juntamente ao termo ε_t .

³ Os valores críticos de traço são descritos em Johansen e Juselius (1990).

Segundo Greene (2008), parte-se de um processo ARCH (1) definido por:

$$y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t \quad (28)$$

Em que:

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (29)$$

Sendo que u_t apresenta distribuição normal padrão. Com a inclusão de operadores de esperança sobre a equação e estendendo-se a estimação para um processo ARCH(q), tem-se que a variância pode ser representada por $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$, em que um processo que a autorregressão nos quadrados dos resíduos possui ordem q , ou q defasagens.

Tsay (2010, p. 131) adverte que, embora os modelos ARCH possam ser considerados relativamente simples, geralmente, demandam uma grande quantidade de parâmetros para a descrição precisa do processo de volatilidade do retorno de um ativo.

Bollerslev (1986) propôs uma extensão de generalização deste modelo, o *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic* (GARCH), descrito a seguir.

4.3.9.2. Modelo GARCH

Um processo estocástico é chamado GARCH (Autorregressivo de Heterocedasticidade Condicional Generalizado) se a sua variância condicional é heterocedástica, com autorregressão e média móvel, tais que (Wang, 2009):

$$y_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (30)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_p^2 \quad (31)$$

$$= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (32)$$

Em que a última equação é um processo GARCH (p, q) e a autorregressão nos quadrados dos resíduos possui ordem q e o componente de média móvel possui ordem p .

De acordo com Wang (2009, p. 67), uma das vantagens do uso de modelos GARCH sobre os modelos ARCH advém da parcimônia destes modelos, dado ser necessário menor número de defasagens para capturar as propriedades da variância ao longo do tempo.

Estendendo-se o processo da variância, tem-se:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (33)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 \sigma_{t-2}^2) \quad (34)$$

= ...

$$= \frac{\alpha_0}{1 - \beta_1} + \alpha_1 \sum_{n=1}^{\infty} \beta_1^{n-1} \varepsilon_{t-n}^2 \quad (35)$$

Em que somente os primeiros termos teriam influência relevante, dado que $\beta_1^n \rightarrow 0$, o que evidencia que uma especificação ARCH pode ser aproximada por um processo GARCH (1,1).

De maneira semelhante aos modelos ARMA, existem condições de estacionaridade. A variância incondicional dos modelos GARCH pode ser obtida a partir da inserção de operadores de expectativas nos dois lados da equação do processo GARCH:

$$E(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i E(\varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j E(\sigma_{t-j}^2) \quad (36)$$

Se a variância incondicional dos resíduos pode ser definida pela igualdade $E(\sigma_t^2) = E(\varepsilon_{t-i}^2) = E(\sigma_{t-j}^2)$, tem-se que:

$$\sigma^2 = E(\sigma_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j} \quad (37)$$

Para uma variância finita, tem-se como condição que:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (38)$$

Wang (2005) assevera que em modelos GARCH (1,1), comumente utilizados em finanças, a condição é de que $\alpha_1 + \beta_1 < 0$.

Vogelvang (2005) afirma que o mesmo modelo é utilizado em pesquisas em finanças, uma vez que possibilita ao investidor prever a variância de determinado período por meio da formação de uma média ponderada de longo prazo (termo constante) e a variância prevista pelo último período (termo GARCH). Este modelo ainda seria consistente com os

agrupamentos de volatilidades, em que grandes alterações nos retornos tendem a ser seguidas por significativas alterações posteriores.

A análise de múltiplas séries, no entanto, requer a extensão dos modelos GARCH para a sua forma multivariada: o MGARCH.

4.3.9.3. Modelo MGARCH

Os modelos GARCH multivariados encontram, segundo Bauwens, Laurent e Rombouts (2006), relevante aplicabilidade nos estudos das relações entre as volatilidades e co-volatilidades de diferentes mercados, o que conduz a modelos empíricos mais relevantes do que quando comparados àqueles univariados. Os modelos GARCH multivariados, de acordo com Alexander (2005), assumem que as distribuições condicionais dos retornos são normais, diferindo-se pela forma assumida nas equações da variância condicional e da covariância.

O modelo GARCH multivariado de correlações condicionais dinâmicas, utilizado neste trabalho, parametriza as variâncias condicionais como modelos GARCH univariados, com covariâncias condicionais estimadas como funções não lineares das variâncias condicionais.

Sendo \mathbf{y}_t um vetor $m \times 1$ de variáveis dependentes, \mathbf{C} uma matriz de parâmetros $m \times k$ e \mathbf{x}_t um vetor $k \times 1$ de variáveis independentes (podendo conter defasagens de \mathbf{y}_t , matricialmente, o modelo MGARCH-DCC pode ser formalizado como

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}\mathbf{x}_t + \epsilon_t \quad (39)$$

$$\epsilon_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{v}_t \quad (40)$$

Sendo \mathbf{v}_t um vetor $m \times 1$ de inovações normais, independentes e identicamente distribuídas, e $\mathbf{H}_t^{1/2}$ o fator Cholesky da matriz \mathbf{H}_t de covariância condicional variante no tempo tal que:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t^{1/2} \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t^{1/2} \quad (41)$$

Onde \mathbf{D}_t é uma matriz de variâncias condicionais e \mathbf{R}_t é uma matriz de quasicorrelações condicionais.

Para tal, define-se que:

$$\mathbf{R}_t = \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \quad (42)$$

E

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2)\mathbf{R} + \epsilon_t \tilde{\epsilon}'_{t-1} + \lambda_2 \mathbf{Q}_{t-1} \quad (43)$$

Assim, tem-se λ_1 e λ_2 como parâmetros não negativos com soma compreendida entre 0 e 1.

4.4. Tratamento de valores extremos: Winsorização

Dada a inserção da amostra de dados em um período de extrema turbulência nos mercados financeiros, torna-se necessário estabelecer um procedimento para o tratamento dos retornos anormais observados, por meio do processo de Winsorização.

A Winsorização, segundo Lev e Sunder (1979), é uma técnica que tem por objetivo executar um tratamento sistemático para *outliers*, que evita a exclusão de valores extremos. Compreende a substituição destes valores por valores próximos não extremos, dentro de limites definidos nos percentis da própria amostra.

Embora Lusk, Halperin e Heilig (2011) afirmem que para situações de indiferença a extração de dados seja preferível à Winsorização, a natureza dos dados e o objetivo deste trabalho incorrem na situação prevista pelos autores, que a escolha da simples exclusão dos dados poderia incorrer em problemas de inferência, por aumentar a quantidade de dados faltantes para a análise em determinados períodos, incorrendo em possíveis perdas de informações significativas em determinados recortes amostrais.

5. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados da dissertação foram divididos em cinco blocos. O primeiro contempla a verificação da ordem de integração das séries e das relações de colinearidade entre elas, o tratamento dado aos dados em análise, bem como as estatísticas descritivas de cada uma das séries utilizadas na modelagem. O segundo bloco analisa os resultados obtidos na estimação realizada para as variáveis em níveis, pelo Modelo Vetorial de Correção de Erros. O terceiro compreende os resultados das variáveis em primeiras diferenças (retornos), por meio da realização do teste de causalidade de Granger, da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR), com suas correspondentes especificações e testes, e da estimação de um modelo GARCH multivariado. O quarto bloco compreende os resultados obtidos nos modelos VAR e GARCH Multivariado, com estimações para dois subperíodos. O quinto traz a análise dos resultados encontrados à luz dos referenciais adotados no trabalho.

5.1. Séries utilizadas

Inicialmente, foram coletadas as séries do EMBI+Brasil, Dow Jones Industrial Average, Ibovespa, IRF-M1, IRF-M1+, IMA, UBS Commodities, IMA-B, IMA-B5 e IMA-B5+, expressas por seus índices. Além destas, as séries PTax e Ouro são representadas por seus valores em real. A taxa Selic foi expressa em percentuais. Todas as séries coletadas contêm 1.989 observações, referentes ao período entre 3 de maio de 2004 e 22 de agosto de 2012.

5.1.1. Verificação de ordem de integração das séries

O primeiro procedimento para o tratamento das séries com vistas à modelagem consistiu na verificação da ordem de integração delas, por meio do teste para a detecção de raízes unitárias. Para esta etapa, foi realizado o teste de Dickey-Fuller GLS sobre todas as séries.

Constatada a não estacionariedade de todas as séries, o procedimento foi repetido sobre as séries em primeira diferença, a fim de rejeitar a hipótese de alguma das séries apresentar ordem de integração superior a $I(1)$.

Os resultados dos testes estão dispostos na Tabela 1.

Rejeitada a hipótese de haver alguma série com ordem de integração superior a I(1), verificou-se que todas as séries da análise apresentam a mesma ordem de integração. Assim, optou-se neste trabalho por trabalhar com as séries em níveis, bem como com os retornos dos índices e preços.

Tabela 1: Teste de raiz unitária para as séries em nível e em primeira diferença

Variável	Representação	Estatística de Teste
Ibovespa	Nível	-1.918*
	Retorno	-7.620
EMBI+Br	Nível	-1.555*
	Retorno	-8.714
Dow Jones Industrial Average	Nível	-1.469*
	Retorno	-8.277
Ptax	Nível	-1.009*
	Retorno	-8.724
Selic	Nível	-1.119*
	Retorno	-7.612
IRF-M 1	Nível	-1.799*
	Retorno	-9.440
IRF-M 1+	Nível	-0.966*
	Retorno	-7.216
IMA	Nível	-0.743*
	Retorno	-5.603
UBS Commodities	Nível	-1.753*
	Retorno	-7.272
Ouro	Nível	-1.583*
	Retorno	-9.090
IMA-B	Nível	-0.704*
	Retorno	-7.388
IMA-B 5	Nível	-0.668*
	Retorno	-5.958
IMA-B 5+	Nível	-1.075*
	Retorno	-8.067

Nota: Todos os valores apresentam significância estatística a 1% de significância, cujo valor crítico é -3.480.

Fonte: Resultados da pesquisa

Tal escolha fundamenta-se na possibilidade de verificação dos perfis de comovimentos com base na estimação de um Modelo Vetorial Autorregressivo, que, por sua vez, requer séries não estacionárias para sua verificação. Complementarmente, abre-se a oportunidade para a realização dos testes de causalidade de Granger, que requerem a presença de séries estacionárias para a verificação de relações de antecedência e defasagem, sobretudo para séries longas. A condição de estacionaridade existe nestes casos, pois em janelas temporais maiores não se rejeita a possibilidade de estacionaridade local, o que pode revelar casos de covariância estacionária (Hesse, Möller, Arnold, Schack, 2003, Foresti, 2007).

5.1.2. Verificação de Relações de Multicolinearidade

O procedimento subsequente à verificação da ordem de integração constituiu em verificar os comportamentos colineares entre os retornos da amostra. Para tal, foi estimada a matriz de correlações entre as séries, cujos resultados estão expostos na Tabela 2:

Tabela 2: Correlações entre Retornos das Variáveis em Análise

	rembi	rdjia	ribov	rptax	rselic	rirfm1	rirfm1m	rima	rubscom	rouro	rimab	rimab5	rimab5m
rembi	1												
rdjia	-0.5013	1											
ribov	-0.5053	0.6561	1										
rptax	0.4662	-0.3426	-0.4221	1									
rselic	0.0010	-0.0003	-0.0170	-0.0003	1								
rirfm1	-0.1349	0.0567	0.1812	-0.1239	-0.0375	1							
rirfm1m	-0.223	0.1407	0.2767	-0.2540	-0.0276	0.6434	1						
rima	-0.1827	0.1151	0.2197	-0.2125	-0.0245	0.5547	0.8415	1					
rubscom	-0.2959	0.2465	0.3661	-0.3864	-0.0039	0.0058	0.0407	0.0613	1				
rouro	0.1795	-0.1904	-0.1354	0.2202	0.0008	-0.0394	-0.0636	-0.0379	0.1266	1			
rimab	-0.1897	0.1308	0.2322	-0.2218	-0.0334	0.3997	0.7080	0.9279	0.0805	-0.0425	1		
rimab5	-0.1727	0.1167	0.2307	-0.2049	-0.0459	0.4775	0.6865	0.8305	0.0758	-0.0371	0.8834	1	
rimab5m	-0.1898	0.1336	0.2268	-0.2209	-0.0336	0.3469	0.6703	0.8995	0.0760	-0.0422	0.9680	0.7728	1

Fonte: Resultados da Pesquisa

Considerando os resultados expostos na matriz de correlações, optou-se por remover, inicialmente, os índices do IMA-B, IMA-B5, IMA-B5+, IRF-M-1 e IRF-M1+. Tais indicadores, além de apresentarem forte colinearidade, possuem, pelas suas metodologias, similaridades que podem incorrer em comportamentos comuns das séries no mercado. Isto porque alguns dos índices em análise podem conter em suas composições títulos públicos do governo brasileiro com vencimentos coincidentes. Como exemplo, percebe-se a sobreposição da maturidade dos títulos componentes do IRF-M1+ (vencimento com prazo superior a um ano) e do IMA-B5 (títulos com prazo máximo de cinco anos).

Adicionalmente, optou-se por remover a taxa Selic dado o elevado número de retornos iguais a zero, pela pequena variação deste indicador, o que o tornaria pouco representativo em uma análise realizada com retornos diários.

Salienta-se, todavia, que a remoção dessas variáveis não compromete a análise do mercado brasileiro de renda fixa, que continua sendo representado na amostra pelo IMA.

Além de suas representações por indicadores do mercado interno, o mercado brasileiro de renda fixa ainda permanece parcialmente representado em função de seu *spread* em relação aos títulos públicos da dívida norte americana, pelo EMBI+Brasil.

5.1.3. Tratamento e estatística descritiva das séries

Removidas da análise as séries tidas como multicolineares, aplicou-se nelas o processo de Winsorização⁴.

Para tal procedimento, foram gerados gráficos *boxplot*⁵ das séries, para a detecção dos percentis extremos para a winsorização. A Tabela 3 mostra a quantidade de observações winsorizadas por série, contemplando os extremos superiores e inferiores.

Tabela 3: Observações e percentis winsorizados por séries

	Ibovespa	IMA	PTax	Ouro	EMBI	DJIA	UBS Commodities
Percentil Winsorizado	0,021	0,005	0,04	0,025	0,022	0,048	0,025
Observações Winsorizadas	84	20	160	100	88	198	100

Nota: Os valores winsorizados se referem às variáveis alteradas nos extremos superior e inferior.

Fonte: Resultados da Pesquisa

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas para as séries de retornos dos índices e preços utilizados neste trabalho.

Tabela 4: Estatística Descritiva das Séries de Retornos Winsorizados

	DJIA	EMBI	Ibovespa	IMA	Ouro	Ptax	UBS Commodities
Observações	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988
Média (1)	0.0002	-0.0005	0.0007	0.000593	0.0006	-0.0002	0.0002
Mediana (2)	0.0005	0.0000	0.0012	0.000643	0.0000	-0.0006	0.0004
Máximo (3)	0.0185	0.0679	0.0395	0.002758	0.0337	0.0181	0.0266
Mínimo (4)	-0.0200	-0.0652	-0.0385	-0.001768	-0.0315	-0.0149	-0.0296
Desvio Padrão (5)	0.0093	0.0287	0.0165	0.000713	0.0139	0.0076	0.0117
Assimetria (6)	-0.2006	0.2063	-0.1149	-0.2179	0.0534	0.3660	-0.1425
Curtose (7)	2.9306	3.0397	3.0431	4.461126	3.1481	3.0561	3.0829
Coefficiente de Variação de Pearson (5/1)	43.9431	-55.8969	24.4778	1.2024	24.3596	-36.2000	77.8733
Amplitude (3-4)	0.0385	0.1331	0.0780	0.0045	0.0652	0.0329	0.0562
Jarque-Bera	13.7339	14.2370	4.5282	192.5718	2.7612	44.6463	7.2964
P-Valor	0.0010	0.0008	0.1039	0.000	0.2514	0.0000	0.0260
Soma	0.4203	-1.0217	1.3437	1.1794	1.1323	-0.4172	0.2987
Soma dos Quadrados dos Desvios	0.1708	1.6402	0.5441	0.0010	0.3831	0.1148	0.2711

Fonte: Resultados da Pesquisa

Sua análise evidencia que todas as séries de retornos possuem médias muito próximas de zero.

4 O procedimento de winsorização foi utilizado em prejuízo do trimming de variáveis. Os dois foram testados, mas, devido à ausência de dados temporalmente próximos, tornou-se inviável uma estimação utilizando a exclusão das observações.

5 Os gráficos *boxplot* das séries, antes e depois da winsorização, se encontram nos Apêndices.

As séries de retornos do Dow Jones, Ibovespa, IMA e UBS Commodities podem ser identificadas como negativamente assimétricas. Em contrapartida, as séries de retornos do EMBI, Ouro e Ptax são positivamente assimétricas.

Todas as séries, à exceção do Dow Jones Industrial Average, são leptocúrticas. Observa-se, no entanto, que as séries com exceção do Ibovespa e do ouro, não apresentam distribuições normais (apesar de pequenas variações de assimetria e curtose). Salienta-se, portanto, o fato de o IMA apresentar a série com características mais distantes desta distribuição dentre todas as séries analisadas.

5.2. Estimação do Modelo Vetorial de Correção de Erros

Em uma primeira análise, procedeu-se a verificação dos movimentos conjuntos entre os retornos dos ativos analisados, por meio da verificação da existência de relações de cointegração entre as séries de preços, através da estimação de um modelo vetorial com correção de erros – VECM. Para tal, o primeiro procedimento adotado foi a transformação logarítmica das séries de preços em análise.

A estimação do modelo vetorial com correção de erros se inicia com a verificação do número de defasagens a ser utilizada no modelo para toda a amostra. Os resultados constantes da Tabela 5 demonstram que, pelos critérios de verossimilhança, de Akaike, e de Erro Final de Predição, devem ser utilizadas quatro defasagens para a estimação.

Tabela 5: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC

Defasagens	Razão de Verossimilhança	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério Bayesiano de Schwarz
0		-10.6724	-10.6652	-10.6527
1	70423	-46.1185	-46.0605	-45.9606
2	464.3	-46.3031	-46.1944*	-46.0071*
3	168.84	-46.3388	-46.1793	-45.9047
4	132.06*	-46.356*	-46.1458	-45.7837

Fonte: Resultados da Pesquisa

Obtido o número de defasagens a ser utilizado, procedeu-se a verificação do número de relações de cointegração entre as séries, pelo procedimento de Johansen. No entanto, os resultados expostos na Tabela 6 demonstram a ausência de cointegração entre as séries, para o período analisado.

Tabela 6: Verificação do Número de Relações de Cointegração pelo Critério de Johansen

Posto Máximo	Parâmetros	Estatística de Traço	Valor Crítico a 5%
0	154	119.1700*	124.00
1	167	81.4512	94.15
2	178	51.8445	68.52

Fonte: Resultados da Pesquisa

Não sendo registradas relações estáveis entre os valores em níveis das variáveis em análise, procedeu-se a divisão das séries para possíveis verificações de comovimentos em subamostras.

5.2.1. Estimação do VEC para o primeiro subperíodo

Para o primeiro subperíodo, compreendido entre os dias 03/05/2004 e 15/10/2008 (data do anúncio da concordata do banco Lehman Brothers), verificou-se, no procedimento semelhante àquele utilizado para toda a amostra, quatro defasagens como número ótimo para a estimação do Vetor de Correção de Erros, conforme resultado exposto na Tabela 7.

Tabela 7: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC do primeiro subperíodo

Defasagens	Razão de Verossimilhança	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério Bayesiano de Schwarz
0		-6.01799	-6.01265	-6.00389
1	18656	-23.6672	-23.6458	-23.6108
2	118.46	-23.7623	-23.7249*	-23.6636*
3	13.297	-23.7578	-23.7044	-23.6169
4	34.469*	-23.7734*	-23.704	-23.5902

Fonte: Resultados da Pesquisa

Tabela 8: Verificação do Número de Relações de Cointegração para o primeiro subperíodo da amostra pelo procedimento de Johansen

Posto Máximo	Parâmetros	Estatística de Traço	Valor Crítico a 5%
0	30	12578.74	25.2671*
1	35	12589.56	3.6217
2	38	12590.64	1.4661
3	39	12591.37	

Fonte: Resultados da Pesquisa

Considerando as quatro defasagens, pelos resultados obtidos no Teste de Johansen, não foram verificadas relações de cointegração, conforme resultados da Tabela 8.

5.2.2. Verificação da cointegração para o segundo subperíodo

Para o segundo período, compreendido entre 09/10/2008 e 04/08/2009, foram verificadas quatro defasagens como o número ideal para os dados, pelos critérios de verossimilhança, erro final de predição e Akaike. Os resultados da Tabela 9 também evidenciam que, por outros dois critérios, seriam verificadas apenas duas ou três defasagens.

Tabela 9: Verificação do Número de Defasagens para o Modelo VEC para o segundo subperíodo

Defasagens	Razão de Verossimilhança	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério Bayesiano de Schwarz
0	-	-4.8805	-4.8745	-4.8649
1	16233	-22.3534	-22.3296	-22.2909
2	61.2550	-22.4000	-22.3583	-22.2906
3	73.2480	-22.4595	-22.3999	-22.3033*
4	56.8040*	-22.5014*	-22.4239*	-22.2982

Fonte: Resultados da Pesquisa

No entanto, os resultados da Tabela 10 demonstram não haver cointegração para as variáveis em análise, para o recorte mais próximo à crise norte americana de 2008.

Tabela 10: Verificação do Número de Relações de Cointegração para o segundo subperíodo da amostra pelo procedimento de Johansen

Posto Máximo	Parâmetros	Estatística de Traço	Valor Crítico a 5%
0	30	28.0438*	29.68
1	35	9.9261	15.41
2	38	2.7794	3.76

Fonte: Resultados da Pesquisa

Em função de não ter encontrado relações de cointegração, procedeu-se a verificação das relações existentes entre os retornos das variáveis em análise, por meio de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) e de um modelo GARCH multivariado.

5.3. Resultados para a estimação em retornos

5.3.1. Resultados do teste de causalidade

Entre as variáveis significativas e não colineares obtidas em 5.1.2 foram realizados testes com pares de variáveis de retornos. O Teste de Causalidade de Granger foi realizado considerando, no máximo, duas defasagens. Tal escolha se deve ao fato de as variáveis em análise estarem em valores diários, o que os torna compatíveis com os ajustes realizados em até três dias (composição de dois retornos).

Ressalta-se que, assim como a literatura aborda o conceito de Causalidade, este trabalho adota tal conceito como uma relação de antecedência e defasagem, não necessariamente de causa e efeito. Em outras palavras, adota-se, sempre, o conceito de “Causalidade em Granger” (Alexander, 2005; Heij *et al*, 2004; Tsay, 2010; Gujarati, 2011).

A análise das relações de causalidade encontradas aponta para os resultados demonstrados na Tabela 11 a precedência de movimentos no Ibovespa em relação a alterações nos retornos da taxa de câmbio. Tal constatação pode ser também ser associada ao perfil semelhante de movimentos encontrados para o mercado de renda variável norte americano.

No mesmo sentido, alterações do índice de renda variável brasileiro são, com base nos resultados do teste, precedidas por movimentos do Risco Brasil.

Aponta-se, também, conforme os resultados encontrados, que movimentos no Índice de Renda Fixa antecedem movimentos da taxa de câmbio, enquanto se rejeita a hipótese de que alterações da taxa de câmbio precedam modificações no Índice de renda fixa.

Tabela 11: Resultados do Teste de Causalidade sobre os Retornos

Hipótese			Estatística F	Prob.
Ptax	não causa	Ibovespa	0.9393	0.3932
Ibovespa	não causa	Ptax	46.846	0.0000
EMBI	não causa	Ibovespa	4.1958	0.1601
Ibovespa	não causa	EMBI	1.4584	0.0046
Ptax	não causa	IMA	2.5985	0.0746
IMA	não causa	Ptax	3.5742	0.0282
Ptax	não causa	Dow Jones	0.4797	0.6220
Dow Jones	não causa	Ptax	46.9324	0.0000

Fonte: Resultados da Pesquisa

Embora o teste de causalidade tenha apontado poucas relações unidirecionais (em se considerando as diferentes combinações possíveis entre as séries em análise), estes resultados constituem-se possibilidades a serem verificadas a partir de outros procedimentos realizados neste estudo.

5.3.2. Estimação do Modelo Vetorial Autorregressivo

Complementarmente ao Teste de Causalidade, foi estimado um Vetor Autorregressivo para os retornos das variáveis em análise. A estimação do VAR teve como procedimento inicial a estimação do número ótimo de defasagens para o melhor ajuste do modelo. A posterior identificação e modelagem do Vetor Autorregressivo revelam as variáveis significativas para cada equação constituinte do vetor. Por fim, a verificação da estabilidade do modelo analisa as possibilidades de extensão dos resultados desta estimação para fins de previsão.

5.3.2.1. Escolha do Número de Defasagens

O primeiro passo para a estimação do modelo constituiu em selecionar o número ótimo de defasagens a serem incluídas no VAR, com base nos critérios de Informação de Akaike e Hannah-Quinn e no Critério de Informação Bayesiano de Schwarz. Os resultados para cada um dos critérios estão descritos na Tabela 12.

Tabela 12: Estimação de Número Ótimo de Defasagens para o Modelo VAR por Critério de Informação

Defasagens	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério de Informação Bayesiano de Schwarz
0	-25.1371	-25.1215	-25.0948
1	-25.1995	-25.1747*	-25.1319*
2	-25.1997*	-25.1655	-25.1066
3	-25.1972	-25.1537	-25.0788
4	-25.1919	-25.1391	-25.0482

Fonte: Resultados da Pesquisa

Com base nos resultados da Tabela 6, o modelo VAR a ser desenvolvido deve considerar duas defasagens, de acordo com o critério de seleção de Akaike. No entanto, pelos critérios de Hannah-Quinn e Schwarz o modelo deve conter apenas uma defasagem.

Dada a não homogeneidade dos resultados do número ótimo de defasagens para a busca do modelo mais adequado, foram inicialmente estimados três modelos VAR, contendo uma, duas, ou uma e duas defasagens. Estes modelos foram reanalisados em relação aos critérios de Informação de Akaike, Hannah-Quinn e Schwarz.

A partir dos resultados destas três estimações, com base no menor critério de informação do modelo, foi escolhido aquele com apenas uma defasagem, conforme os resultados demonstrados na Tabela 13.

Tabela 13: Critérios de Informação para a escolha do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério Bayesiano de Schwarz
Somente 1	-24.2721	-24.2472	-24.2045
1 e 2	-24.2676	-24.2334	-24.1747
Somente 2	-24.2507	-24.2258	-24.1831

Fonte: Resultados da pesquisa

5.3.2.2. Análise das Equações do Vetor Autorregressivo

As variáveis significativas e os respectivos coeficientes foram verificados para cada uma das equações do VAR. Salienta-se que estas variáveis explicativas são representadas nas equações com apenas uma defasagem, pelo fato de se tratar de um modelo com apenas um *lag*.

As equações, com seus respectivos parâmetros relevantes, estão descritas a seguir.

A equação dos retornos do Ibovespa apresentou como variável explicativa apenas a variação anterior do EMBI, com análise restritiva a 10% de significância. Além desta variável, como demonstrado na Tabela 14, os retornos do Ibovespa apresentam um termo constante como representativo na equação dos retornos.

Tabela 14: Variáveis explicativas, coeficientes e P-valores nas equações de retornos do Ibovespa, Taxa de Câmbio e IMA

Equação	Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Z	P>z
Ibovespa	EMBI (t-1)	-0.0293	0.0164	-1.78	0.076
	Constante	0.0010	0.0004	-2.11	0.034
Ptax	Ibovespa (t-1)	-0.0590	0.0146	-4.05	0.000
	Ouro (t-1)	0.0493	0.0127	3.87	0.000
	DJIA (t-1)	-0.0981	0.0247	-3.90	0.000
IMA	IMA (t-1)	0.1061	0.0229	4.62	0.000
	Constante	0.0005	0.0000	25.07	0.000

Fonte: Resultados da Pesquisa

Ressalta-se que, embora baixo, o coeficiente do EMBI apresenta sinal negativo, indicando a polaridade contrária dos índices. Dessa forma, o Ibovespa tende a incorporar positivamente as reduções do EMBI.

A estimação para os retornos da Ptax revela, como variáveis explicativas as variações anteriores do Ibovespa, do ouro e do Dow Jones. A variação do Dow Jones apresenta para o modelo proposto o maior coeficiente em módulo, seguido pelo Ibovespa. Os dois índices de renda variável apresentam, no entanto, sinais inversos à Ptax. Assim, verifica-se que eventuais variações negativas nos índices de renda variável tendem, na amostra analisada, a incorrer em elevações da taxa de câmbio real/dólar.

De outro lado, variações positivas na cotação do ouro tendem a incorrer em elevação da Ptax.

Os retornos do índice de renda fixa somente encontraram poder explicativo nas defasagens do próprio IMA. Assim, verifica-se certo isolamento do índice de renda fixa em relação aos outros indicadores em análise.

A presença de uma constante na equação dos retornos do IMA, no entanto, revela-se pouco relevante, dado o valor de seu coeficiente, muito próximo de zero.

5.3.2.3. Verificação de Normalidade, Assimetria, Curtose, Autocorrelação e Heteroscedasticidade dos Resíduos do VAR

Após a análise dos coeficientes das equações do VAR, procedeu-se à verificação da normalidade, assimetria e curtose dos resíduos das equações, com resultados expostos na Tabela 15.

Tabela 15: Verificação de normalidade, assimetria e curtose dos Resíduos das Equações do VAR

Verificação	Ibovespa	Ptax	IMA
Normalidade (Qui2)	3.9750	72.6760	175.8010
P>Qui2	0.1370	0.0000	0.0000
Assimetria	-0.1071	0.2142	-0.1751
Qui2	3.797	15.206	10.164
P>Qui2	0.0514	0.0001	0.0014
Curtose	3.0464	3.8332	4.4144
Qui2	0.178	57.469	223.284
P>Qui2	0.6728	0	0

Fonte: Resultados da Pesquisa

Percebe-se pelos resultados expostos que não é possível rejeitar a hipótese de não normalidade para a taxa de câmbio e o ouro, considerando-se 5% de significância. No entanto, para o Ibovespa é possível rejeitar a condição de não normalidade a 10% de significância.

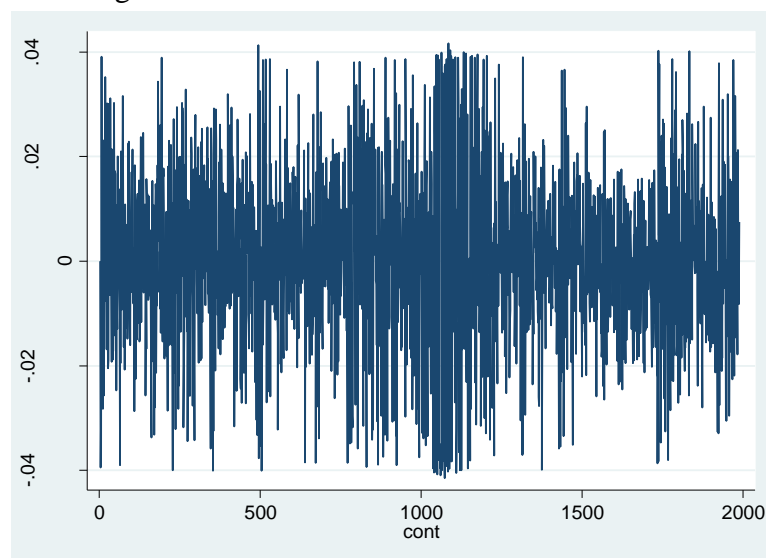
Os dados constantes na Tabela 15 complementam a análise de normalidade realizada, uma vez que revelam assimetria positiva na equação da PTax, o que pode, em parte, explicar as alterações da normalidade encontradas para as equações. Para a equação do IMA, foi verificada assimetria negativa, o que inviabiliza a rejeição da mesma hipótese. Para o Ibovespa, é possível rejeitar a hipótese de assimetria a 5% de significância.

Os resultados revelam ainda distribuições leptocúrticas para as três equações em análise. No entanto, para a equação do Ibovespa, dado o P-valor encontrado no teste, não é possível rejeitar a hipótese de se tratar de uma distribuição mesocúrtica.

Verificadas as propriedades dos resíduos do VAR, o teste LM para a não existência de autocorrelação serial não rejeita esta hipótese, com χ^2 igual a 10.37 (P-Valor 0.3212). Para a verificação com uma defasagem em relação ao modelo proposto, assume-se, portanto, a ausência de correlação serial.

Apesar da ausência de correlação serial nos resíduos do modelo VAR, a hipótese de homoscedasticidade pode ser descartada pela simples inspeção visual dos resíduos do modelo. A análise da Figura 1 demonstra claramente a heteroscedasticidade verificada.

Figura 1: Gráfico de Resíduos do Modelo VAR



Fonte: Resultados da Pesquisa

Com este resultado, optou-se por analisar duas situações distintas. Entre as seções 5.3.2.4 e 5.3.2.6 tratam-se os resultados do VAR apesar desta restrição. Na seção 5.3.3, foi estimado um modelo GARCH Multivariado, no intuito de tentar captar entre as variáveis do modelo os fatores e defasagens que possam corrigir a heteroscedasticidade para os resultados deste trabalho.

5.3.2.4. Verificação da Estabilidade dos Parâmetros do VAR

A verificação da estabilidade do Vetor Autorregressivo parte da análise da Matriz Companheira, mediante a obtenção de seus autovalores, expostos na Tabela 16:

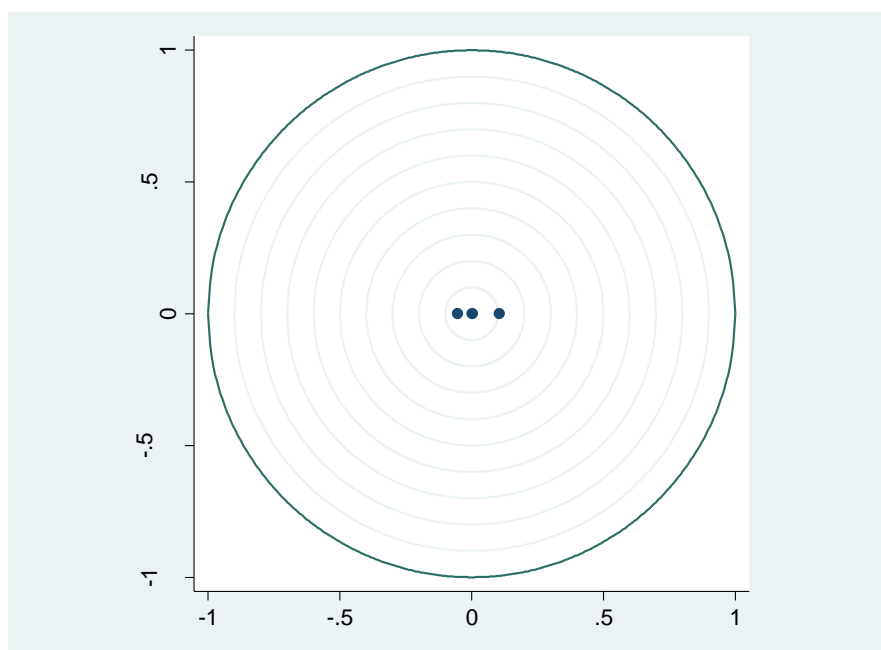
Tabela 16: Verificação da Estabilidade dos Autovalores do VAR

Autovalor	Módulo
0.1062	0.1062
-0.5214	0.5214
0.0018	0.0018

Fonte: Resultados da Pesquisa

Os autovalores encontrados para o modelo demonstram que as raízes do VAR se encontram dentro do círculo unitário, garantindo a estabilidade necessária ao modelo, apesar das condições de não normalidade, com assimetria e curtose. Graficamente, a Figura 2 representa os autovalores claramente dentro do círculo unitário, o que reafirma a referida condição de estabilidade verificada para o modelo proposto.

Figura 2: Autovalores da Matriz Companheira do VAR



Fonte: Resultados da pesquisa

Em seguida, foram analisadas as condições de representatividade conjunta dos coeficientes das equações, considerando todas as variáveis explicativas para cada uma delas. Os resultados estão expostos na Tabela 17.

Tabela 17: P-Valores de significância zero de coeficientes por Equação do VAR

Equação	Qui ²	P>Qui ²
Ibovespa	1.7403	0.6280
Ptax	20.6516	0.0000
IMA	21.8783	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa

Para todas as equações do modelo, tem-se que os coeficientes são conjuntamente relevantes para a formação do Vetor, à exceção do Ibovespa, para o qual não é possível rejeitar a hipótese nula de que as variáveis explicativas não apresentam coeficientes conjuntamente relevantes.

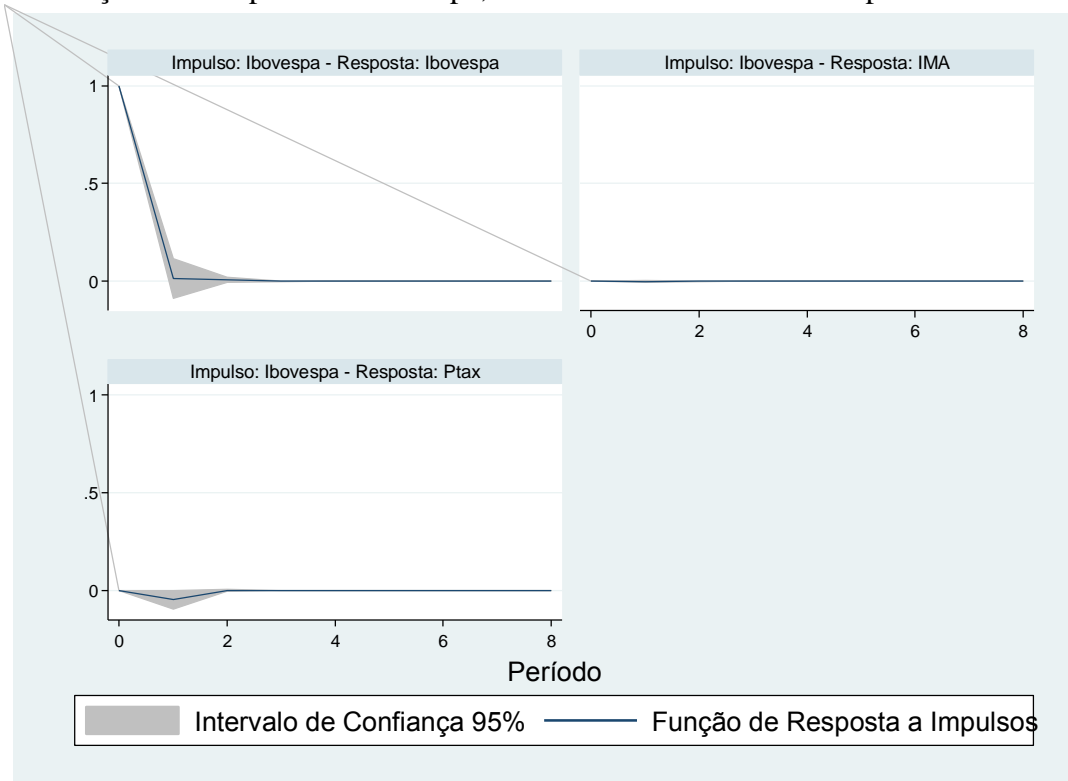
5.3.2.5. Estimação de Funções de Respostas a Impulsos

As funções de respostas a impulsos do modelo VAR foram simuladas considerando-se um horizonte temporal de oito períodos. Assim, foram simulados choques nas três variáveis endógenas do modelo e verificadas as respostas nos retornos das três variáveis.

A Figura 3 representa a simulação de respostas das três variáveis endógenas do modelo a impulsos no Ibovespa. Mediante um choque de um desvio padrão, verifica-se que o Ibovespa apresenta volta à condição de estabilidade em, no máximo, dois períodos. As oscilações para esta variável, contudo, estão dentro do intervalo de confiança proposto, de 95%. Os impulsos no Ibovespa não apresentaram oscilações relevantes no IMA, que permaneceu estável, apesar do estímulo simulado no mercado de renda variável. De outro lado, a Ptax apresentou uma resposta ligeiramente negativa no primeiro período. No segundo período após o choque, verificou-se leve ascensão na curva, retornando à condição de estabilidade antes do terceiro período. A exemplo do Ibovespa, as oscilações registradas na Taxa de Câmbio aconteceram dentro do intervalo de confiança proposto.

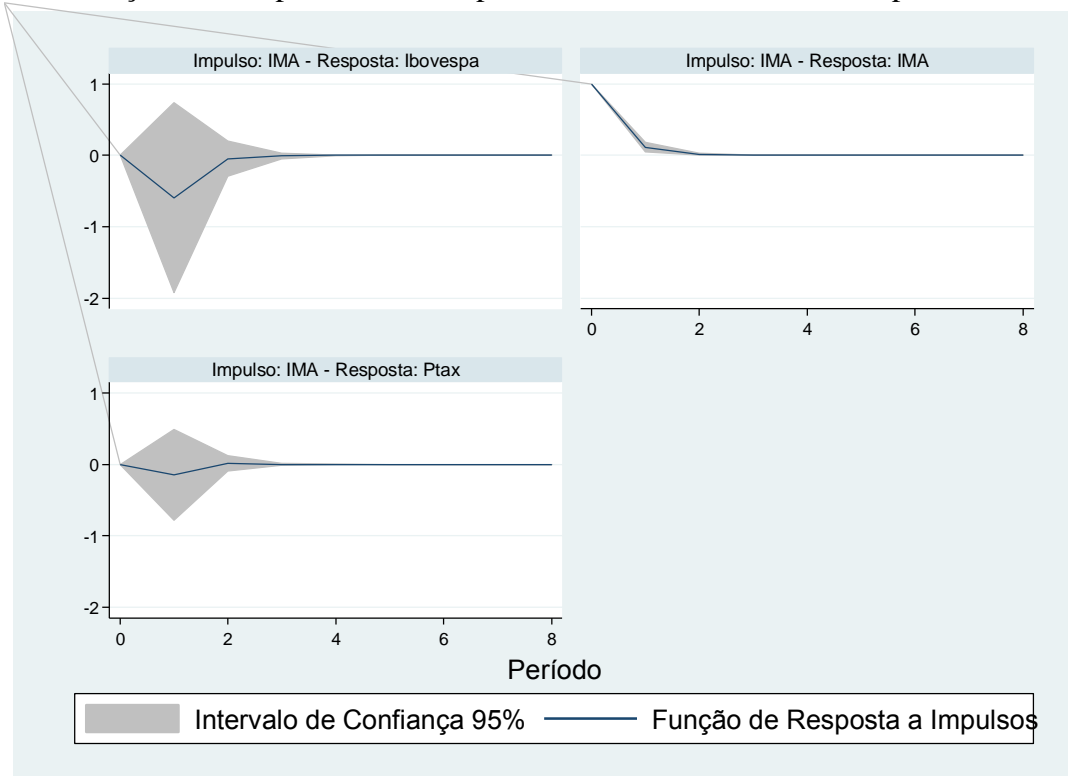
Quando simulados choques no IMA, o Ibovespa apresentou resposta negativa no primeiro período, retornando à condição inicial de estabilidade após o segundo período. As oscilações registradas para este índice ocorreram dentro do intervalo de confiança de 95%.

Figura 3: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa



Fonte: Resultados da pesquisa

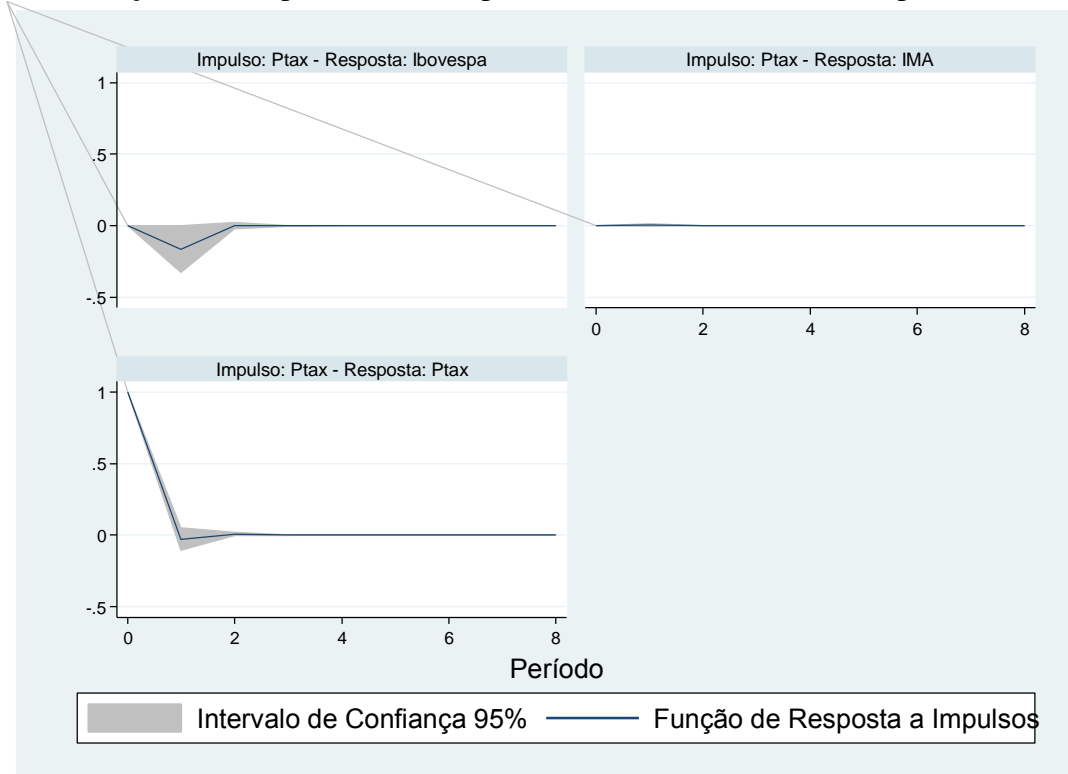
Figura 4: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA



Fonte: Resultados da Pesquisa

Conforme demonstrado na Figura 4, impulsos no IMA apresentam resposta imediata do mesmo índice para o retorno aos níveis iniciais. Assim, o IMA retorna à condição de estabilidade até o terceiro período. Para a simulação de choques no IMA, a taxa de câmbio apresentou resposta semelhante à do Ibovespa, porém, menos acentuada, possibilitando o retorno à condição de estabilidade já no segundo período.

Figura 5: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax



Fonte: Resultados da Pesquisa

Quando simulados choques na taxa de câmbio, o Ibovespa apresentou ligeira queda temporária em apenas um período após o impulso. Logo após esta variação, foi registrado o retorno à condição inicial de estabilidade. Comportamento semelhante ao do Ibovespa foi registrado pelo IMA, porém ainda menos intenso. Conforme a Figura 5, nos dois casos, as oscilações ocorreram dentro do intervalo de confiança de 95%.

O impulso na taxa de câmbio apresentou, para o mesmo índice, resposta, no período subsequente ao choque, resposta ligeiramente negativa dentro do intervalo de confiança, retornando à condição de estabilidade já no segundo período.

5.3.2.6. Análise de Decomposição da Variância

A análise de decomposição da variância apresentou, de forma geral, respostas estáveis a oscilações dos índices brasileiros. Para o período compreendido na amostra, a relevância dos índices não sofreu grandes alterações em ordem de grandeza nem foram verificadas alterações entre maiores e menores coeficientes.

A decomposição da variância para o Ibovespa apresentou respostas menos significativas do IMA e da Ptax. Conforme os resultados demonstrados na Tabela 18, o segundo período da análise revelou movimentos ligeiramente ascendentes da Ptax. Ao mesmo tempo, foi registrado ligeiro declínio dos valores observados para o IMA. No entanto, entre o terceiro e o oitavo período, os valores permanecem estáveis.

Tabela 18: Decomposição da Variância para o Ibovespa

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	1	0.041229	0.193419
2	0.999244	0.040931	0.204881
3	0.999239	0.040929	0.204909
4	0.999239	0.040929	0.204909
5	0.999239	0.040929	0.204909
6	0.999239	0.040929	0.204909
7	0.999239	0.040929	0.204909
8	0.999239	0.040929	0.204909

Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela 19: Decomposição da Variância para o IMA

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.949368	0
2	0.00072	0.949676	0.00082
3	0.00073	0.949679	0.000822
4	0.00073	0.949679	0.000822
5	0.00073	0.949679	0.000822
6	0.00073	0.949679	0.000822
7	0.00073	0.949679	0.000822
8	0.00073	0.949679	0.000822

Fonte: Resultados da Pesquisa

A decomposição da variância para o IMA apresentou pequenos reflexos para o Ibovespa e para a taxa de câmbio. Apesar da pouca influência, verifica-se que os valores observados para

as duas variáveis são muito próximos. Ademais, como mostra a Tabela 19, as relações entre os três índices permanecem estáveis durante todo o período em análise.

A decomposição da variância para a taxa de câmbio apresentou pouca influência oriunda do IMA e do Ibovespa, conforme os resultados apresentados na Tabela 20. Apesar da pouca influência, verifica-se que os valores observados para o IMA são superiores aos registrados pelo índice de renda variável.

Cabe ressaltar que os valores encontrados para a própria taxa de câmbio são menos expressivos do que os registrados para as próprias variáveis em análise se comparados aos resultados obtidos para o Ibovespa e para o IMA.

Tabela 20: Decomposição da Variância para a Ptax

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.009403	0.806581
2	0.000031	0.009393	0.7943
3	0.000031	0.009392	0.794269
4	0.000031	0.009392	0.794269
5	0.000031	0.009392	0.794269
6	0.000031	0.009392	0.794269
7	0.000031	0.009392	0.794269
8	0.000031	0.009392	0.794269

Fonte: Resultados da pesquisa

5.3.3. Estimação do Modelo GARCH Multivariado

A estimação do modelo multivariado apresentou para o Ibovespa o risco Brasil como variável explicativa, com coeficiente negativo. Além dela, um termo constante foi apontado como relevante no modelo. No entanto, a presença das duas variáveis se restringe a 10% de significância, dado o p-valor encontrado para a variável. Os resultados expostos na Tabela 21 apontam que, para o Ibovespa, foram significativos efeitos ARCH e GARCH de ordem 1.

Tabela 21: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para o Ibovespa

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Embi (t-1)	-0.0183	0.092
	Constante	0.0005	0.053
Variância	ARCH	0.6194	0.000
	GARCH	0.9173	0.003

Fonte: Resultados da pesquisa

A estimação do modelo para a taxa de câmbio apontou como variáveis relevantes dois índices de renda variável, ambos com coeficientes negativos e muito próximos. Os resultados da Tabela 22 apontam ainda que o ouro apresenta-se como relevante para os movimentos da taxa de câmbio. Foram verificados também, efeitos ARCH e GARCH de ordem 1.

Tabela 22: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para a Taxa de Câmbio

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Ibov (t-1)	-0.0703	0.000
	Ouro (t-1)	0.0447	0.000
	DJIA (t-1)	-0.0741	0.000
Variância	ARCH	0.0864	0.000
	GARCH	0.9004	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa

Os resultados encontrados para a modelagem dos retornos do IMA apontam como variável relevante apenas o próprio índice, além de um termo constante. Além disto, verifica-se a presença de efeitos ARCH e GARCH de ordem 1, conforme demonstrado na Tabela 24.

Tabela 23: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado para o IMA

Variável	Coeficiente	P-Valor
IMA (t-1)	0.1387	0.000
Constante	0.0005	0.000
ARCH	0.1052	0.000
GARCH	0.9037	0

Fonte: Resultados da Pesquisa

5.3.3.1. Verificação da Especificação do Modelo GARCH Multivariado

A estimação do modelo GARCH multivariado não apresentou, para o teste LM, efeitos de autocorrelação nos resíduos das equações a 5% de significância, conforme exposto na Tabela 24.

Tabela 24: Verificação de Autocorrelação Serial nos Resíduos do modelo GARCH multivariado

Equação	Autocorrelação Serial		Normalidade	
	LM	Qui-Quadrado	Qui-Quadrado	P-Valor
Ibovespa	0.1821	0.6695	3.91	0.1416
IMA	2.9746	0.0846	205.80	0.0000
Ptax	0.0000	0.9956	25.28	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa

A verificação de normalidade também não foi atendida pelos resíduos das equações, à exceção do Ibovespa, conforme pode ser verificado pelos testes de Jarque-Bera.

5.4. Estimações em Subperíodos

Obtidos os resultados das estimações dos modelos VAR e GARCH multivariado para o período máximo de disponibilidade dos dados, optou-se por dividir as séries em dois subperíodos, para análise. Assim, o primeiro procedimento foi a determinação da data de corte das amostras.

Optou-se pela utilização da referência tida como o marco para o período mais intenso da crise financeira norte americana: o anúncio de concordata do banco Lehman Brothers, em 15 de setembro de 2008 (Acioly, Chernavsky, Leão, 2010; Viana, Cintra, 2010). Dessa forma, acredita-se poder detectar alterações nas variáveis explicativas para cada um dos períodos, antes e depois do ápice da crise financeira de 2008.

5.4.1. Estimação do VAR em subperíodos

Definido o período de quebra das séries em duas subamostras, foram verificadas as defasagens necessárias à estimação dos Vetores Autorregressivos para os dois subperíodos, com resultados expostos na Tabela 25.

Tabela 25: Escolha de Defasagens do VAR Por Critério para Subperíodos

Subperíodo	Defasagens	Critério de Informação de Akaike	Critério de Informação Hannah-Quinn	Critério de Informação Bayesiano de Schwarz
1	0	-25.6315	-25.6044	-25.5602
	1	-25.6921*	-25.6488*	-25.5779*
	2	-25.688	-25.6285	-25.531
	3	-25.6809	-25.6051	-25.4811
	4	-25.6692	-25.5772	-25.4266
2	0	-24.9052	-24.8758	-24.8281
	1	-24.9619*	-24.9149*	-24.8386*
	2	-24.9583	-24.8937	-24.7888
	3	-24.9482	-24.8659	-24.7324
	4	-24.9381	-24.8383	-24.6761

Nota: (*) Representa a seleção ótima de defasagens pelo critério da respectiva coluna
Fonte: Resultados da pesquisa

Com os resultados encontrados para as duas subamostras, verifica-se a utilização de uma defasagem como número ótimo à incorporação nos dois modelos por todos os critérios analisados. Assim, em contraposição ao procedimento adotado para o VAR estimado para todo o período, não se faz necessária a conferência por meio dos Critérios de Informação dos modelos já estimados.

5.4.1.1. Análise das Equações do Vetor Autorregressivo para o primeiro subperíodo

A equação do VAR para o primeiro subperíodo não encontrou variáveis relevantes para os retornos do Ibovespa. À exceção das variáveis inseridas no modelo, verificou-se apenas a relevância de um termo constante, significativo a 5%, conforme a Tabela 26.

Tabela 26: Equação do Ibovespa para o VAR do Primeiro Subperíodo

Equação	Qui ²	P>Qui ²	Variável	Coefficiente	P-Valor
Ibovespa	3.9491	0.267	Constante	0.0016	0.0320
Ptax	15.1917	0.002	Ibovespa (t-1)	-0.0615	0.0010
			Ouro (t-1)	0.0515	0.0030
			DJIA (t-1)	-0.1010	0.0030
IMA	7.3804	0.061	IMA (t-1)	0.0908	0.0080
			UBS Commodities (t-1)	0.0035	0.0740

Fonte: Resultados da pesquisa

A estimação do modelo VAR para a taxa de câmbio apresentou como variáveis mais significativas os retornos dos dois indicadores de renda variável da análise. Ordenadas pelos coeficientes, o Dow Jones e o Ibovespa apresentam coeficientes negativos de módulos 0,1010 e 0.0615, respectivamente. Os retornos do ouro também se

A estimação da equação dos retornos do IMA no primeiro subperíodo apresentou o próprio índice como variável relevante para seus retornos. Os resultados expostos na Tabela 30 evidenciam também que os retornos do UBS Commodities foram relevantes em uma análise restritiva a 10% de significância. Contudo, com análise restritiva a 5%, o índice de commodities norte americano seria rejeitado.

A análise dos resíduos das equações do VAR proposto, contudo, não atendem aos critérios de normalidade do teste de Jarque-Bera. Os resultados da Tabela 31 evidenciam que, embora nenhuma delas permita a rejeição da hipótese de não normalidade, a equação do Ibovespa é a que mais se aproxima dessa condição.

Complementarmente à análise da normalidade, procedeu-se à verificação da condição de assimetria. Os resultados da Tabela 31 demonstram que as equações do Ibovespa e do IMA apresentam assimetrias negativas, em oposição à equação da Ptax, que apresenta resíduos positivamente assimétricos.

Tabela 27: Normalidade, Assimetria e Curtose no modelo VAR para o primeiro subperíodo

Verificação	Ibovespa	Ptax	IMA
Normalidade (Qui2)	9.6250	33.7020	291.4770
P>Qui2	0.0081	0.0000	0.0000
Assimetria	-0.2213	0.2635	-0.3167
Qui2	8.5110	12.0650	17.4350
P>Qui2	0.0035	0.0005	0.0000
Curtose	2.8399	3.7056	5.5096
Qui2	1.1140	21.6370	273.7150
P>Qui2	0.2912	0.0000	0.0000

Fonte: Resultados da Pesquisa

A verificação de curtose realizada para o primeiro período evidencia, com base nos resultados da Tabela 27, a não rejeição da hipótese de curtose para as equações da taxa de câmbio e do IMA. A equação do Ibovespa, por sua vez, permite a rejeição da hipótese de uma distribuição curtótica, em análises com até 10% de significância.

A verificação da significância conjunta dos coeficientes revelou para o primeiro subperíodo que a 5% de significância somente a equação da Ptax apresenta representatividade pelas variáveis do modelo. Os resultados expostos na Tabela 27 revelam que, com restrições em 10% de significância, a equação do IMA também apresenta variáveis e coeficientes conjuntamente válidos.

Tabela 28: Autovalores do VAR para o primeiro subperíodo

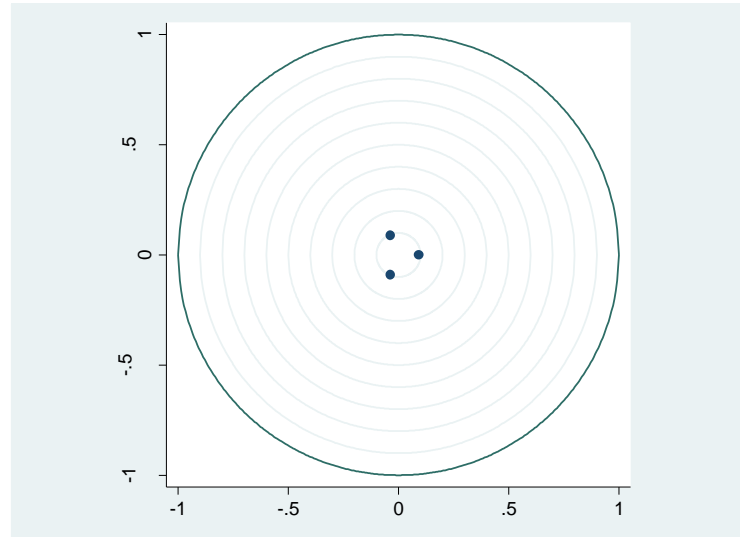
Autovalor	Módulo
-0.3712 + 0.0887i	0.0962
-0.3712 - 0.0887i	0.0962
0.0905	0.0905

Fonte: Resultados da pesquisa

A verificação dos autovalores da matriz companheira para o VAR do primeiro subperíodo atestou a estabilidade do modelo proposto. Os autovalores apresentados na Tabela 28 conferem esta condição pelo módulo inferior a 1. Graficamente, pela Figura 6, verifica-se a

representação dos autovalores dentro do círculo unitário, o que garante a estabilidade do modelo VAR.

Figura 6: Representação Gráfica dos autovalores da Matriz Companheira para o modelo VAR do Primeiro Subperíodo



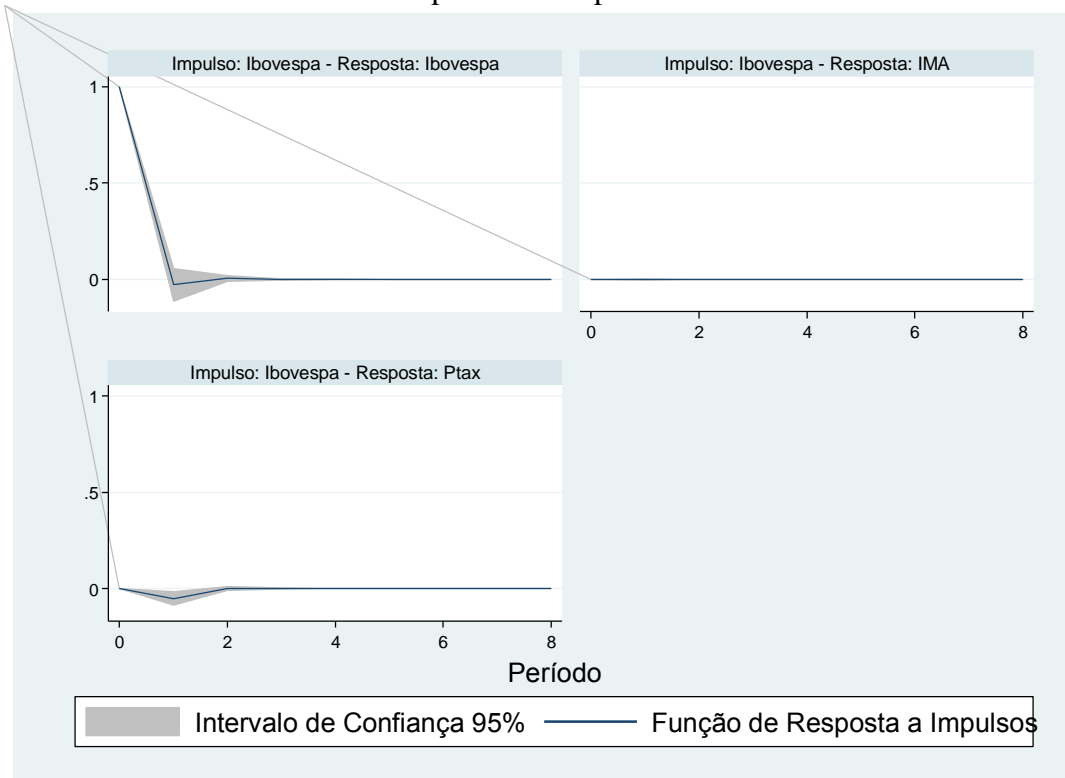
Fonte: Resultados da pesquisa

O teste de correlação serial dos resíduos não constatou a presença de informações nos resíduos das equações do VAR, com base na não rejeição da hipótese de autocorrelação nos resíduos, que apresentam χ^2 de 9.20 com P-valor igual a 0.4187.

As funções de respostas a impulsos do modelo VAR para o primeiro subperíodo foram, a exemplo do modelo com a amostra total, simuladas para um intervalo de oito períodos.

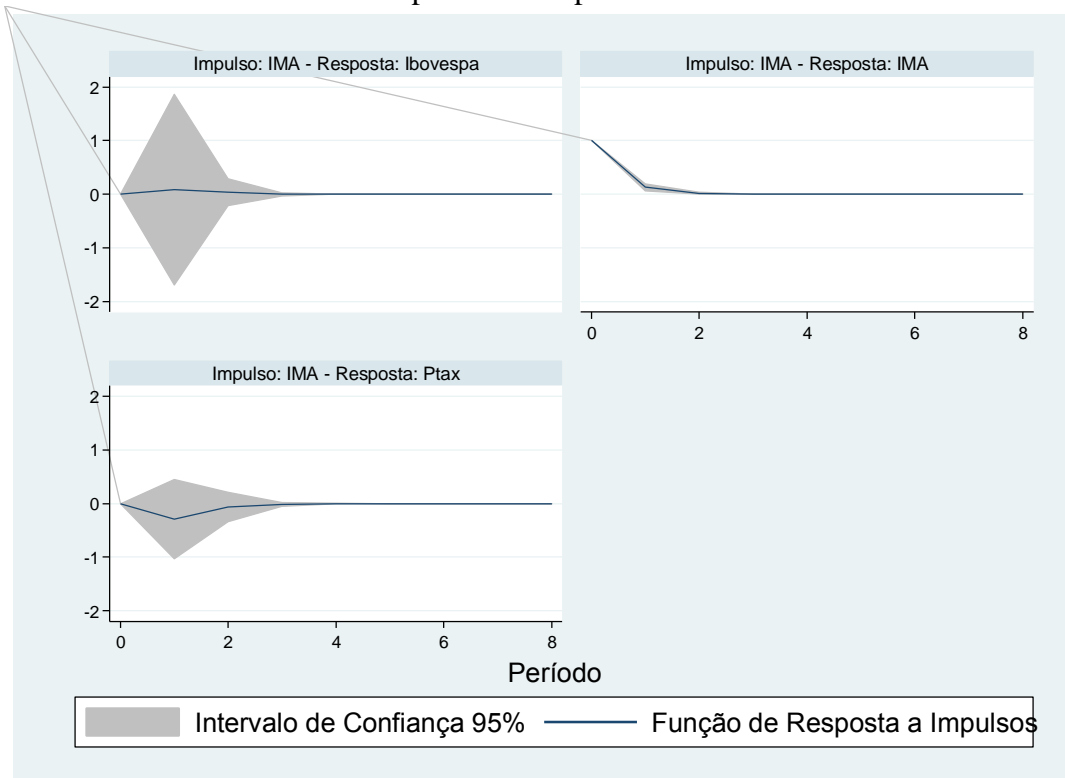
A Figura 7 apresenta a função de resposta a impulsos no Ibovespa. Sua análise revela que quando da simulação de choques no Ibovespa, o índice de renda fixa apresenta respostas tendentes à convergência nos níveis iniciais. No entanto, a resposta no primeiro período após o choque apresenta uma ligeira “super-reação” negativa e, antes da estabilidade, se aproxima de um valor negativo, mas rapidamente tendendo a zero no momento seguinte. A resposta da Ptax a impulsos no Ibovespa é ligeiramente negativa no primeiro período, tendendo à estabilidade já no intervalo seguinte. O IMA não apresentou respostas aos impulsos.

Figura 7: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa no primeiro subperíodo



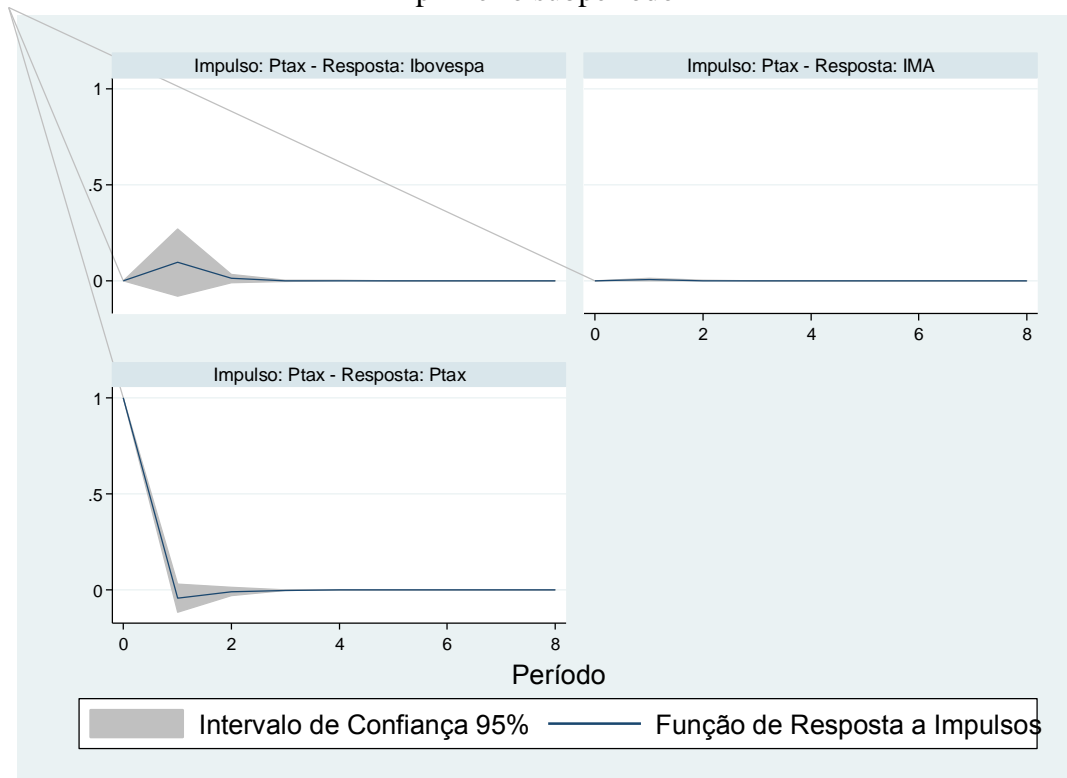
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 8: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA no primeiro subperíodo



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 9: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax no primeiro subperíodo



Fonte: Resultados da pesquisa

Quando da simulação de impulsos no IMA, demonstrados graficamente na Figura 8, o Ibovespa apresenta resposta ligeiramente positiva e temporária, mas convergindo à estabilidade inicial até o terceiro período. A taxa de câmbio também apresenta comportamento semelhante, porém negativo, e, no segundo período, a reação chega a níveis positivos, mas convergindo a zero no terceiro período. O IMA apresenta conversão aos níveis iniciais de forma gradual entre a ocorrência do choque e o segundo período.

A Figura 9 apresenta os resultados para a simulação de funções de resposta a impulsos na Ptax. Percebe-se, pela sua análise, que o índice de renda variável (Ibovespa) apresenta pequena flutuação positiva no primeiro período, tendendo à estabilidade a partir do segundo período. A taxa de câmbio também volta à estabilidade no mesmo período; no entanto, após um acentuado decaimento para aquém do nível inicial. O IMA não apresentou respostas aos choques na Ptax.

No primeiro subperíodo, a decomposição da variância para o Ibovespa, exposta na Tabela 29, apresentou o maior poder explicativo para as demais variáveis incluídas no modelo (quando comparada às estimações realizadas para as variâncias do IMA e da Ptax).

Tabela 29: Decomposição da Variância para o Ibovespa no primeiro subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	1	0.14647	0.190841
2	0.996434	0.146363	0.205119
3	0.996409	0.146357	0.205277
4	0.996409	0.146357	0.205277
5	0.996409	0.146357	0.205277
6	0.996409	0.146357	0.205277
7	0.996409	0.146357	0.205277
8	0.996409	0.146357	0.205277

Fonte: Resultados da pesquisa

Verificou-se, ainda, que o IMA e a Ptax apresentam estabilidade nos valores apresentados, no decorrer dos períodos analisados. Verifica-se também, a maior relevância da taxa de câmbio sobre as variações do Ibovespa, quando comparada ao IMA, em função de seus valores.

A decomposição da variância para o IMA apresenta pouco poder de explicação das outras variáveis analisadas, com valores estáveis a partir do terceiro período, conforme demonstrado na Tabela 30.

Tabela 30: Decomposição da Variância para o IMA no primeiro subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.828084	0
2	0.000844	0.828383	0.000989
3	0.000859	0.82839	0.001
4	0.000859	0.82839	0.001
5	0.000859	0.82839	0.001
6	0.000859	0.82839	0.001
7	0.000859	0.82839	0.001
8	0.000859	0.82839	0.001

Fonte: Resultados da pesquisa

Os resultados expressos na Tabela 37 apontam, para a variância da Ptax, os menores valores encontrados para a própria variável quando comparada às decomposições do IMA e do Ibovespa. O IMA apresenta pouco poder explicativo para a taxa de câmbio e ainda assim, mais expressivo do que o do Ibovespa.

Tabela 31: Decomposição da Variância para a Ptax no primeiro subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.025445	0.809159
2	0.002722	0.025254	0.793892
3	0.002732	0.025253	0.793723
4	0.002732	0.025253	0.793723
5	0.002732	0.025253	0.793723
6	0.002732	0.025253	0.793723
7	0.002732	0.025253	0.793723
8	0.002732	0.025253	0.793723

Fonte: Resultados da pesquisa

5.4.1.2. Estimação do modelo VAR para o segundo subperíodo

A equação do VAR para o segundo subperíodo da amostra encontrou como variável relevante para os retornos do Ibovespa a taxa de câmbio. Os resultados da Tabela 32 mostram que tal variável pode ser considerada explicativa em uma análise restritiva a 5% de significância.

Tabela 32: Equação do Ibovespa para o VAR do Segundo Subperíodo

Equação	Qui ²	P>Qui ²	Variável	Coefficiente	P-Valor
Ibovespa	3.9886	0.221	Ptax (t-1)	-0.1645	0.050
Ptax	4.4684	0.215	Ouro (t-1)	0.0498	0.008
			DJIA (t-1)	-0.111	0.003
IMA	12.5458	0.006	IMA (t-1)	0.1137	0.000
			Constante	0.0005	0.000

Fonte: Resultados da Pesquisa

A equação da taxa de câmbio para o segundo subperíodo, com resultados expostos, apresenta como variáveis explicativas o ouro e o Dow Jones. Salienta-se que os resultados apresentam coeficiente negativo para o índice de renda variável norte americano.

Os resultados do modelo VAR para a equação do IMA apresentam o próprio índice como variável explicativa para os retornos observados no segundo subperíodo da amostra. Além deste, porém com coeficiente próximo a zero, verifica-se a presença de um termo constante na equação, conforme demonstrado na Tabela 32.

Verificados os coeficientes das análises do modelo VAR para o segundo subperíodo, procedeu-se à análise dos resíduos das equações do modelo. A análise dos resíduos do VAR apresenta, apenas para a equação do Ibovespa, a condição de normalidade, conforme

resultados expostos na Tabela 33. Para as demais, não é possível rejeitar a hipótese de não normalidade.

Tabela 33: Normalidade, Assimetria e Curtose para as Equações do Ibovespa, Ptax e IMA do modelo VAR do segundo subperíodo

Verificação	Ibovespa	Ptax	IMA
Normalidade (Qui2)	3.3220	33.4550	11.0120
P>Qui2	0.01899	0.0000	0.0041
Assimetria	-0.2318	0.1555	-0.0306
Qui2	0.0850	3.8050	0.1470
P>Qui2	0.7712	0.0511	0.7011
Curtose	3.2869	3.8682	3.5256
Qui2	3.2370	29.6490	10.8650
P>Qui2	0.0719	0.0000	0.0000

Fonte: Resultados da Pesquisa

Os resultados da Tabela 33 apontam, para as três equações do modelo estimado, a verificação de distribuições simétricas dos resíduos, considerando-se 5% de significância. A exemplo do teste de verificação da condição de normalidade, apenas a equação do Ibovespa não apresentou efeitos de curtose. Assim, assumem-se os efeitos da curtose para a distribuição não normal dos resíduos do modelo proposto.

A verificação dos autovalores da matriz companheira para o VAR do segundo subperíodo confirmou a condição de estabilidade para o modelo proposto. Os autovalores apresentados na Tabela 34 conferem esta condição pela presença de módulos inferiores a 1.

Tabela 34: Autovalores do modelo VAR para o Segundo Subperíodo

Autovalor	Módulo
0.1209	0.1209
-0.0946	0.0946
0.0714	0.0714

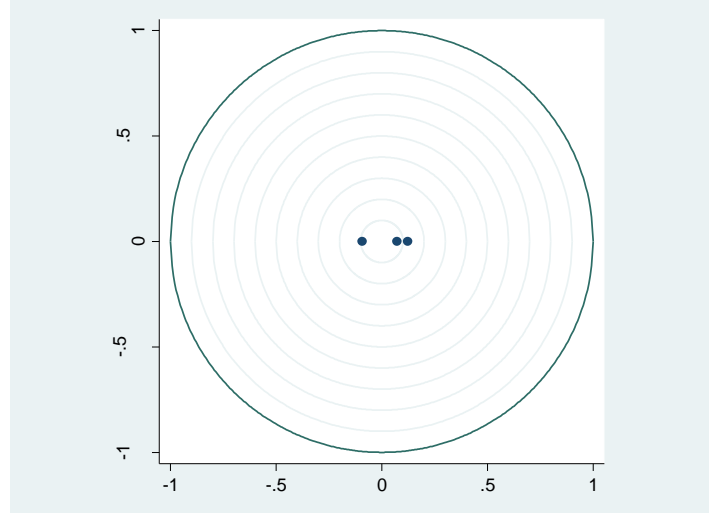
Fonte: Resultados da pesquisa

Graficamente, a Figura 10 mostra a representação dos autovalores dentro do círculo unitário, o que garante a estabilidade do modelo VAR.

As funções de respostas a impulsos para o segundo subperíodo, de maneira geral, guardam grandes semelhanças com aquelas simuladas para o primeiro. Grosso modo, o formato das curvas e os períodos de ajustamento são muito semelhantes. Mediante impulsos no Ibovespa, demonstrados na Figura 11, os retornos da própria variável apresentam ajustamento em três períodos. Salienta-se que as oscilações descendentes registradas a partir do impulso estão dentro do intervalo de confiança proposto. As respostas registradas para o IMA apresentam

grande estabilidade diante de impulsos no Ibovespa, apesar de no período imediatamente posterior ao choque apresentar uma mínima oscilação negativa temporária.

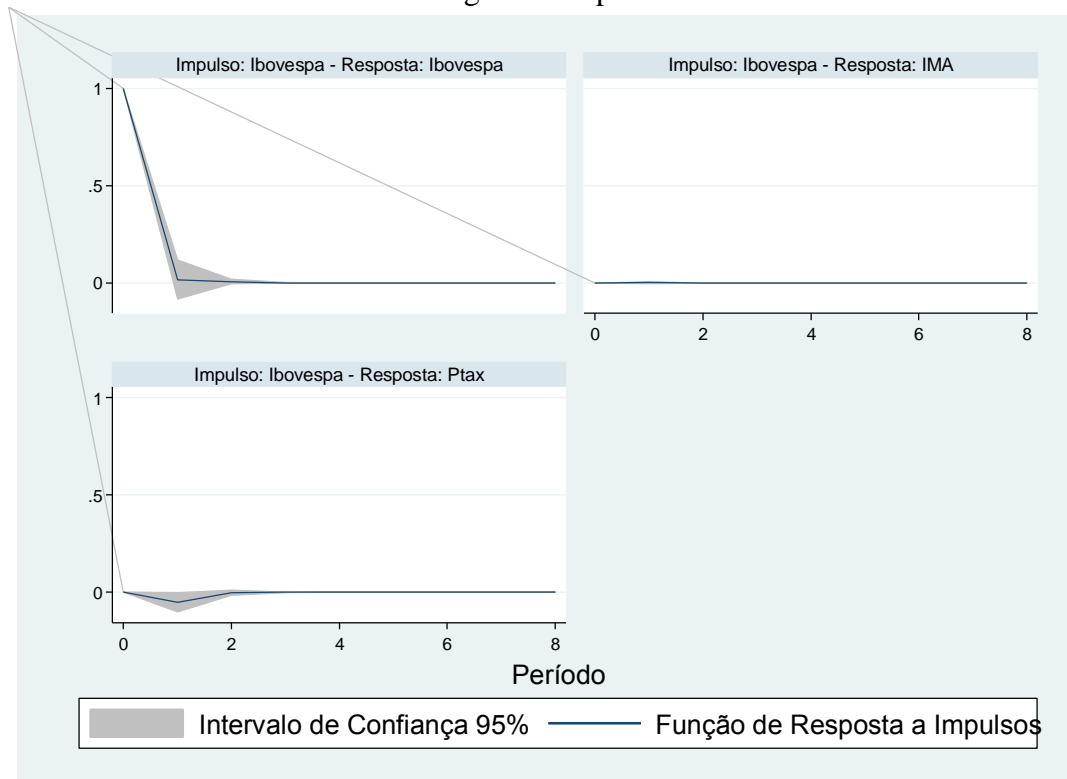
Figura 10: Autovalores do VAR para o segundo subperíodo



Fonte: Resultados da Pesquisa

A taxa de câmbio apresentou logo após o choque uma oscilação negativa temporária. A exemplo das oscilações do Ibovespa e IMA, a função de resposta da Ptax permaneceu dentro do intervalo de confiança de 95%.

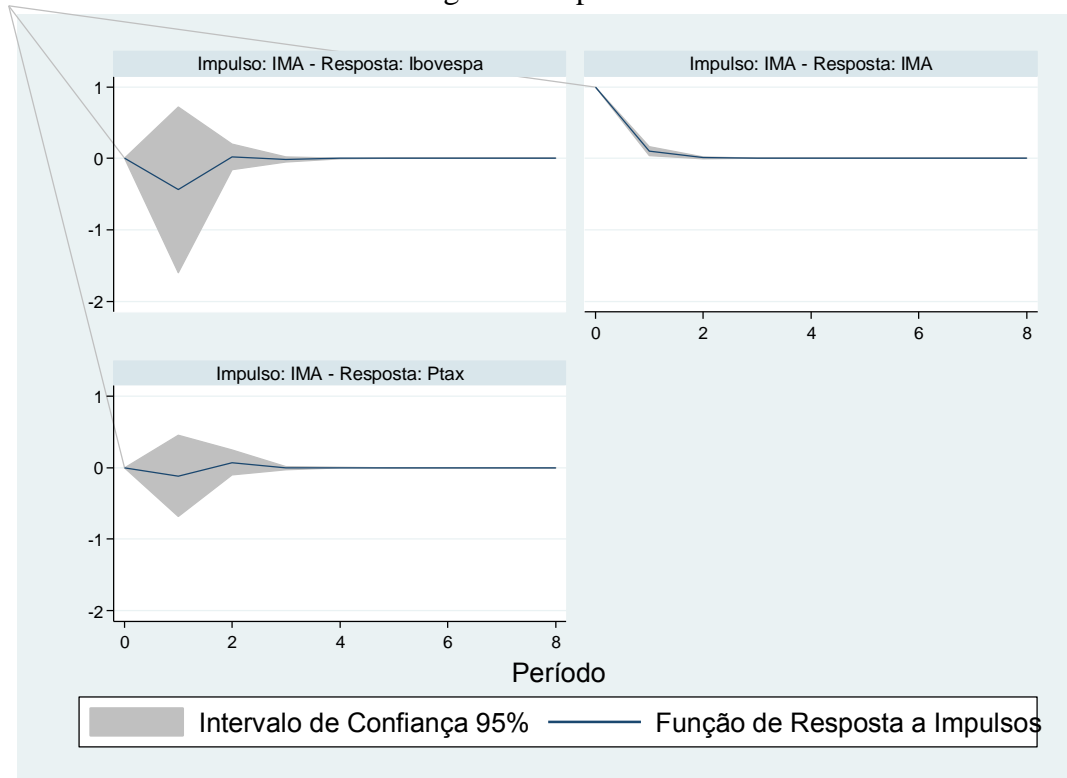
Figura 11: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no Ibovespa no segundo subperíodo



Fonte: Resultados da pesquisa

Quando simulados choques no IMA, o Ibovespa apresenta oscilação negativa temporária, inferior a 1 desvio padrão. A partir do primeiro período, a resposta do índice de renda variável tende à convergência para a estabilidade no nível inicial, obtida a partir do terceiro período.

Figura 12: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos no IMA no segundo subperíodo

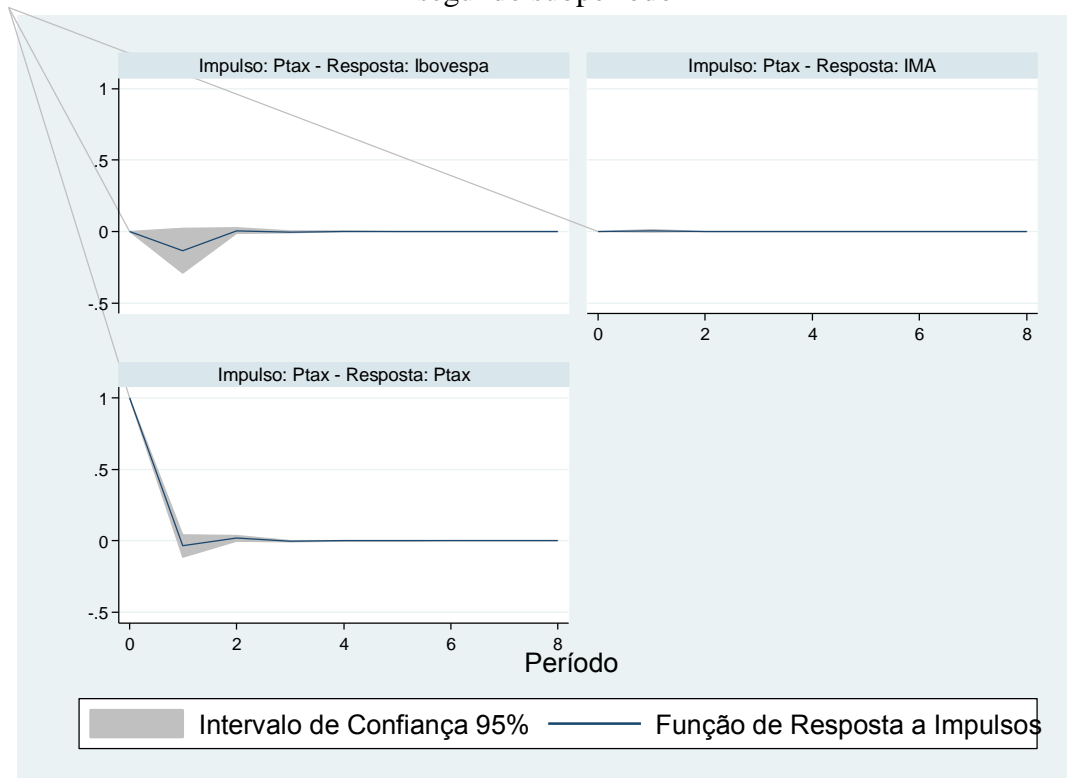


Fonte: Resultados da pesquisa

Comportamento semelhante ao do Ibovespa pode ser percebido nas respostas da Ptax, que apresentam, no entanto, variação negativa menos intensa. Ressalta-se que ambas as variáveis analisadas apresentam respostas dentro do intervalo de confiança. A Figura 12 também traz as respostas do IMA aos choques na própria variável, que converge, também em três períodos, à estabilidade, com movimentos dentro do intervalo de 95% de confiança.

A simulação de choques na taxa de câmbio para o segundo subperíodo, representada pela Figura 13, apresentou respostas temporárias negativas do Ibovespa, com convergência à estabilidade no segundo período. Já para o IMA os choques tiveram pouca influência, não caracterizando nítidos movimentos ascendentes ou descendentes. A taxa de câmbio apresentou rápida convergência à estabilidade. Antes do segundo período, a resposta da variável já havia retornado aos níveis iniciais.

Figura 13: Funções de Resposta do Ibovespa, IMA e Taxa de Câmbio a Impulsos na Ptax no segundo subperíodo



Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela 35: Decomposição da Variância para o Ibovespa no segundo subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	1	0.003276	0.198885
2	0.994534	0.003454	0.204645
3	0.994528	0.003479	0.204637
4	0.994527	0.003479	0.204638
5	0.994527	0.003479	0.204638
6	0.994527	0.003479	0.204638
7	0.994527	0.003479	0.204638
8	0.994527	0.003479	0.204638

Fonte: Resultados da pesquisa

A decomposição da variância para o Ibovespa revelou baixa relevância do IMA e da Ptax para a variável em análise. Conforme os resultados demonstrados na Tabela 35, o segundo período da análise revelou movimentos ligeiramente ascendentes da Ptax e do IMA. No terceiro período, o IMA permanece em trajetória ascendente ao passo que o IMA estabiliza em um nível ligeiramente inferior. A partir de então, os valores ficam estabilizados.

A análise da taxa de câmbio apresenta valores muito próximos para o Ibovespa e para o IMA. Com os resultados expostos na Tabela 36, percebe-se que entre o primeiro e o terceiro período o IMA apresenta crescimento dos coeficientes, mas não o suficiente para que ele se torne mais significativo que o Ibovespa. A taxa de câmbio se mantém estável a partir do terceiro período, após ligeira queda no intervalo inicial da projeção.

Tabela 36: Decomposição da Variância para a Ptax no segundo subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.00361	0.801115
2	0.004659	0.004196	0.79514
3	0.004658	0.0042	0.795146
4	0.004659	0.004201	0.795145
5	0.004659	0.004201	0.795145
6	0.004659	0.004201	0.795145
7	0.004659	0.004201	0.795145
8	0.004659	0.004201	0.795145

Fonte: Resultados da pesquisa

A decomposição da variância do IMA revelou o baixo poder explicativo das outras variáveis para as oscilações do indicador de renda fixa. Além disso, destaca-se nos resultados da Tabela 37 a estabilidade dos valores encontrados para a Ptax e para o Ibovespa.

Tabela 37: Decomposição da Variância para o IMA no segundo subperíodo

Período	Ibovespa	IMA	Ptax
0	0	0	0
1	0	0.993113	0
2	0.000808	0.99235	0.000215
3	0.000814	0.992321	0.000217
4	0.000814	0.99232	0.000217
5	0.000814	0.99232	0.000217
6	0.000814	0.99232	0.000217
7	0.000814	0.99232	0.000217
8	0.000814	0.99232	0.000217

Fonte: Resultados da pesquisa

5.4.2. Estimação do GARCH Multivariado em Subperíodos

A exemplo do procedimento adotado na modelagem GARCH multivariada para toda a amostra, os modelos VAR estimados para as duas subamostras foram utilizados para o desenvolvimento de novos modelos. Com a constatação de heteroscedasticidade, os resultados

obtidos na modelagem VAR em subperíodos serviram de base para a elaboração de modelos GARCH multivariados para os dois subperíodos, na tentativa de remover os efeitos da variância não constante ao longo dos dois recortes temporais.

5.4.2.1. Primeiro subperíodo

A estimação do modelo GARCH multivariado para o primeiro período iniciou-se com a estimação das equações para as três variáveis dependentes do modelo.

Tabela 38: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para o Ibovespa

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Constante	0.0005	0.054
Variância	ARCH	0.0631	0.000
	GARCH	0.9161	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa

A equação do Ibovespa, para o primeiro subperíodo não apresentou outras variáveis explicativas. A inclusão de um termo constante, no entanto, é condicionada à aceitação de níveis de significância superiores a 5%, conforme demonstrado na Tabela 38. Foram verificados, contudo, relevantes efeitos ARCH e GARCH, de ordem 1, no modelo proposto.

A estimação da equação da taxa de câmbio para o primeiro subperíodo apresentou como variáveis relevantes os retornos passados do Ibovespa e do Dow Jones, ambos com coeficientes negativos, o que indica a polaridade inversa dos movimentos dos índices de preços na influência sobre os retornos da taxa de câmbio, conforme exposição na Tabela 39.

Além dos índices de renda variável, os retornos do ouro também apresentaram poder explicativo relevante para as oscilações da taxa de câmbio.

Foram verificados, além das influências das variáveis do modelo, efeitos ARCH e GARCH de ordem 1 para a estimação do modelo.

Tabela 39: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para a Taxa de Câmbio

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Ibov (t-1)	-0.0688	0.000
	Ouro (t-1)	0.0443	0.000
	DJIA (t-1)	-0.0697	0.000
Variância	ARCH	0.0872	0.000
	GARCH	0.9000	0.000

Fonte: Resultados da Pesquisa

A análise da Tabela 40 indica a presença do IMA como variável explicativa para seus próprios retornos. Além disso, a presença do termo constante é significativa, apesar do coeficiente relativamente baixo, comparado às outras variáveis do modelo. Ressalta-se para a análise deste indicador a inserção de um componente de assimetria (terceiro momento da distribuição), com P-valor significativo a 1%, além dos efeitos ARCH e GARCH de ordem 1.

Tabela 40: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Primeiro Subperíodo para o IMA

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	IMA (t-1)	0.2411	0.000
	Constante	0.0005	0.000
	Assimetria	-32.3556	0.002
Variância	ARCH	0.0695	0.000
	GARCH	0.9332	0.007

Fonte: Resultados da Pesquisa

A verificação de autocorrelação dos resíduos do modelo GARCH multivariado não permite a rejeição da hipótese de ausência de autocorrelação para as três equações, conforme os resultados expostos na Tabela 41. A exemplo dos resultados obtidos no modelo para toda a amostra, apenas a equação do Ibovespa apresentou resíduos normais.

Tabela 41: Verificação de Autocorrelação dos Resíduos do modelo GARCH multivariado para o primeiro subperíodo

Equação	Autocorrelação Serial		Normalidade	
	LM	Qui-Quadrado	Qui-Quadrado	P-Valor
Ibovespa	0.0827	0.7736	4.456	0.1077
IMA	5.1588	0.0231	201.200	0.0000
Ptax	0.0208	0.8852	25.390	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa

5.4.2.2. Segundo Subperíodo

O segundo subperíodo da amostra, através da modelagem GARCH multivariada, apresentou, para o Ibovespa, o Dow Jones e a taxa de câmbio como variáveis explicativas. Os resultados da Tabela 42 apontam, ainda, para o período analisado, a presença de efeitos ARCH e GARCH de ordem 1. Todas as variáveis incluídas no modelo são relevantes a 5% de significância.

Tabela 42: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para o Ibovespa

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Ptax (t-1)	-0.2012	0.004
	DJIA (t-1)	-0.1194	0.028
Variância	ARCH	0.1340	0.000
	GARCH	0.7967	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa

A Tabela 43 apresenta os resultados da modelagem da equação dos retornos da taxa de câmbio. Para esta variável, os retornos passados do ouro e do Dow Jones foram explicativos. Ressalta-se que o Dow Jones foi incorporado à equação com coeficiente negativo.

Tabela 43: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para a Ptax

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	Ouro (t-1)	0.0658	0.000
	DJIA (t-1)	-0.1517	0.000
Variância	ARCH	0.0366	0.000
	GARCH	0.9541	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa

A equação dos retornos do IMA apresentou como variáveis relevantes o IMA defasado e um termo constante, além de efeitos ARCH e GARCH de ordem 3, como pode ser verificado pela Tabela 44.

Tabela 44: Coeficientes e P-Valores do modelo GARCH Multivariado do Segundo Subperíodo para o IMA

Equação	Variável	Coeficiente	P-Valor
Média	IMA (t-1)	0.1496	0.000
	Constante	0.0004	0.000
Variância	ARCH	0.0791	0.000
	GARCH	0.9120	0.000

Fonte: Resultados da Pesquisa

Os resíduos da estimação do modelo GARCH multivariado não apresentaram correlação serial. Os resultados expostos na Tabela 45 demonstram a não rejeição da hipótese de ausência de correlação serial a 5% de significância para todas as equações do modelo. A verificação de normalidade para os resíduos das equações reafirmou os resultados obtidos nos procedimentos anteriores, para os quais apenas a equação do Ibovespa atendeu à condição de normalidade dos resíduos.

Tabela 45: Verificação de Autocorrelação dos Resíduos do modelo GARCH multivariado para o Segundo Subperíodo

Equação	Autocorrelação Serial		Normalidade	
	LM	Qui-Quadrado	Qui-Quadrado	P-Valor
Ibovespa	0.6135	0.3823	1.705	0.4264
IMA	1.3144	0.2863	202.900	0.0000
Ptax	0.1869	0.5482	29.76	0.0000

Fonte: Resultados da Pesquisa

5.5. Análise de Resultados

Este trabalho buscou analisar os movimentos conjuntos entre os mercados de renda variável, de renda fixa e de câmbio, dada a influência de variáveis estrangeiras no mercado brasileiro. Para tal, verificaram-se, dentre os índices disponíveis ao investidor, as variáveis mais relevantes para a identificação de relações de causalidade e fatores comuns com defasagens em curto prazo.

A estimação de um modelo VEC não verificou a presença de movimentos conjuntos entre as séries em níveis para toda a amostra que este estudo compreende. Tais resultados, no entanto, corroboram os obtidos por Vartanian (2012), e os reforçam, uma vez que este estudo considerou também a amostra dividida em dois subperíodos - procedimento não adotado por Vartanian (2012).

Os resultados encontrados no teste de causalidade são condizentes com o estudo de Ehrmann *et al.* (2011), ao identificar relações existentes entre os mercados de ativos de renda variável e renda fixa, tidos como um perfil mais conservador de investimentos, na perspectiva de integração doméstica de mercados.

As equações do vetor autorregressivo confirmaram parcialmente os resultados encontrados no teste de causalidade. Assim, verifica-se e confirma-se a existência de relações de antecedência e defasagem entre diferentes indicadores do mercado brasileiro, pela antecipação das variações do risco Brasil em relação ao Ibovespa, dos retornos imediatamente anteriores do IMA para suas próprias oscilações, e do Ibovespa e do ouro para os retornos da taxa de câmbio. Em acréscimo, o modelo MGARCH apontou os retornos defasados do Dow Jones como significativos para a explicação da taxa de câmbio.

Salienta-se que os dados utilizados na análise compreenderam períodos de extrema turbulência nos mercados financeiros, tendo captado os efeitos de oscilações extremas, tanto negativas (crises globais, como a dos títulos *subprime* em 2008 e a crise europeia em 2012) quanto positivas (rápido crescimento da Bovespa em 2007 e a redução da taxa básica de juros brasileira entre 2010 e 2012).

Ante este cenário, a divisão da amostra em subperíodos ampliou a capacidade explicativa dos resultados encontrados, na medida em que tornou-se possível verificar as alterações nas variáveis explicativas para as subamostras, no caso do VAR.

Na amostra geral, compreendendo todo o período, verificou-se que para o câmbio a modelagem GARCH apontou o Dow Jones como relevante, em acréscimo às variáveis oriundas da modelagem VAR. No primeiro subperíodo, a inclusão de efeitos GARCH possibilitou a retirada do UBS Commodities como variável explicativa. Por fim, no segundo subperíodo a inclusão do índice Dow Jones em explicação ao Ibovespa não foi tida como significativa pelo modelo VAR.

Há de se salientar que as diferenças existentes entre as variáveis tidas como relevantes em apenas um dos dois modelos de retornos – ou seja, as diferenças encontradas entre as duas estimações – são referentes a variáveis externas ao mercado brasileiro. Dessa forma, entende-se que os efeitos destas variáveis podem estar sendo, nos casos de ausência, absorvidos ou replicados por outras representações do mercado brasileiro.

Neste sentido, justifica-se a insuficiência das variáveis utilizadas no trabalho para o controle da uniformidade da variância dos modelos propostos, levantando-se a possibilidade de omissão de variáveis relevantes (Alexander, 2005; Gujarati, 2011) para a presença de heteroscedasticidade após a modelagem da variância. Tem-se, portanto, a incapacidade da modelagem homoscedástica como uma restrição deste trabalho.

Ressalta-se, também, que o uso de dados diários em uma amostra relativamente grande parte da premissa de as relações entre risco e retorno dos ativos tendem a não ser estáveis no decorrer do tempo. Assim, as preferências dos agentes dos mercados podem também ser influenciadas por outros aspectos, não captados a rigor por este estudo, mas que merecem ser objeto de outras pesquisas futuras no mercado brasileiro (Lo, 2004; Ardagna, 2009).

De maneira geral, ressalta-se o baixo poder explicativo encontrado para o Índice Dow Jones no mercado brasileiro, a exemplo do registrado pelo índice Dow Jones UBS Commodities.

Ressalta-se que a presença das duas variáveis do mercado norte americano merece, em estudos futuros, uma análise mais acurada, dadas a diferença de estágios de desenvolvimento dos dois mercados e a característica brasileira de produtor de commodities, muito embora na parte de negociação destes produtos ainda existirem oportunidades significativas de melhorias no mercado nacional.

No que tange aos ativos de renda fixa, observou-se, inicialmente, proximidade entre os seus diferentes referenciais. Contudo, dada a restrição de pequena variabilidade desta divisão do mercado, as relações observadas entre os índices apontam para a influência do risco Brasil e das taxas de câmbio sobre o maior referencial de renda variável.

Percebe-se, pela análise do perfil dos retornos, que os ativos disponíveis ao investidor no mercado brasileiro guardam pouca relação conjunta, o que contradiz parcialmente a hipótese proposta por Bekaert (1995), uma vez que a existência de “barreiras” ao investimento não se dá de maneira uniforme dentro de uma mesma economia.

Neste particular, um estudo mais apurado acerca das diferenças regulatórias e legais, dentro de um mesmo mercado, em comparação a seus pares de outras economias pode propiciar significativas melhorias aos investidores.

6. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação teve por objetivo analisar os movimentos contemporâneos dos retornos dos mercados brasileiros de renda variável, de renda fixa e de câmbio, no período compreendido entre 2004 e 2012.

Tem-se como resultado contributivo ao conhecimento a identificação de relações de curto prazo entre diferentes índices do mercado brasileiro, tendo como contribuição deste trabalho aos estudos em finanças a identificação dos movimentos conjuntos pela utilização dos principais referenciais dos mercados financeiro e de capitais do Brasil.

Entende-se que para a completa compreensão dos movimentos conjuntos do mercado brasileiro outros fatores, externos ao mercado financeiro, podem ser positivamente incorporados, tais como analisados por LaPorta, Lopez-de-Silanes e Shleifer (1999).

Como resultado mais significativo, ressalta-se a existência de poucas variáveis explicativas para o maior índice de renda variável do país, dentre os maiores índices do mercado financeiro local, o que demonstra a inassertividade ou a insuficiência destes índices para o fim proposto.

Para essa leitura, duas teorias são aplicáveis. A primeira é a hipótese de passeio aleatório, tradicionalmente aplicada à Eficiência de Mercados, que afirma que movimentos futuros não podem ser preditos sem uma estimativa significativa de erro.

De outro lado, a Hipótese de Mercados Adaptativos, ao não considerar o mercado financeiro indissociável de seu contexto, leva, com base nas conclusões encontradas, à sugestão para estudos futuros na temática macrofinanceira aplicados à realidade brasileira.

Tal constatação pode ser endossada pelo fato de os índices do mercado financeiro brasileiro não serem passíveis de explicação e predição com base em outros indicadores, uma vez que as relações entre as diferentes variáveis tendem a não ser estáveis ao longo do tempo, sobretudo em períodos de turbulência (Lo, 2004). Neste sentido, trabalhos que incorporem a realidade econômica brasileira e a mundial podem vir a complementar esta lacuna de pesquisa e contribuir com estudos sobre o desenvolvimento do mercado financeiro brasileiro.

Com o presente resultado, ressalta-se que no mercado brasileiro ainda há a necessidade de maior desenvolvimento de produtos e serviços, efetivamente diversificáveis, a serem

ofertados para os investidores. Isso porque, dentre os diferentes indicadores de renda fixa analisados, a capacidade de geração de informações específicas a determinado fator ainda conduz a elementos comuns, o que demonstra uma possível diversificação inócua entre ativos desta natureza. Esta realidade se manifestou neste trabalho pela necessidade de remoção de variáveis multicolineares, que demonstram a pouca unicidade de cada um dos índices extirpados, que têm, para o investidor, efeitos muito próximos em suas aplicações financeiras.

A opção pela amostra de um período longo em meio a diferentes cenários de crise sugere para trabalhos futuros a incorporação de fatores de incerteza, com vistas à obtenção de conclusões mais precisas acerca da volatilidade dos mercados de renda variável, à análise, nos moldes do trabalho de Connolly, Stivers e Sun (2005). A expansão desta análise à replicação e à utilização de outros índices de mercado pode prover análises mais apuradas sobre a assertividade dos indicadores em diferentes cenários do mercado.

Embora este trabalho tenha intencionalmente suprimido algumas variáveis usualmente associadas à previsão dos índices de renda variável, tal escolha impõe-se como uma restrição ao trabalho, dados os seus objetivos e a metodologia da análise, orientada à utilização dos índices disponíveis no mercado doméstico.

Sugere-se para trabalhos futuros a incorporação de variáveis macroeconômicas à análise, tal como verificado para a Zona do Euro por Oliveira, Curto e Nunes (2012).

Outra sugestão para estudos futuros diz respeito à verificação de perfis de comovimentos com frequências inferiores. Tal fato se deve à maior volatilidade dos índices quando da utilização de dados com frequência mais elevada, podendo esta ser superestimada para análises de séries longas. Para tal propósito, verificou-se a existência de interdependência entre as diferentes alternativas disponíveis no mercado brasileiro, mediante a influência dos indicadores estrangeiros na interdependência dos indicadores nacionais.

A ausência de mais e melhores indicadores acerca do mercado brasileiro, todavia, impossibilitou uma análise comparativa mais aprofundada. Neste cenário, a ausência de um indicador específico do setor brasileiro de commodities impossibilitou a comparação dos comovimentos entre variáveis análogas entre os dois mercados. Da mesma forma, o baixo número de empresas listadas na Bolsa e componentes do índice Bovespa, tido como

benchmark do mercado de capitais doméstico, pode ter proporcionado resultados menos expressivos para os modelos de previsão em relação a mercados tidos como mais maduros.

Dessa forma, responde-se à questão de pesquisa, uma vez que os movimentos contemporâneos dos mercados de renda variável e de renda fixa brasileiros são parcialmente explicáveis pelos retornos das variáveis do próprio mercado, mas oscilações globais fazem com que novos referenciais, nacionais e estrangeiros, devam ser incluídos nas análises para melhor capacidade de previsão.

Ressalta-se, no entanto, que o perfil registrado não apresenta a confiabilidade necessária a uma previsão de longo prazo, de tal sorte que esta análise extrapolaria os objetivos deste trabalho. Tal consideração vai ao encontro dos resultados obtidos por Baele, Bekaert e Inghelbrecht (2010), que afirmaram haver para determinados períodos o “descasamento⁶” entre ativos de renda variável e de renda fixa.

Como frutos do trabalho, entende-se que a formação de carteiras diversificadas entre ativos brasileiros de renda variável e de renda fixa são também suscetíveis a oscilações globais, não configurando em períodos de crise uma estratégia completamente segura para a obtenção de retornos ótimos, o que pode resultar na diversificação inócua ou excessiva em estratégias de investimento com rebalanceamento em prazo superior a um dia.

Assim, sugere-se para trabalhos futuros o teste com composições diversas em portfólios nacionais de renda fixa e de renda variável, para a verificação de estratégias vencedoras em períodos de crise e de estabilidade.

Dado o perfil da atividade econômica brasileira, bem como das empresas com ações negociadas, endossado pela relevância do Dow Jones UBS Commodities, em contraponto à irrelevância dos movimentos do mercado doméstico para o Dow Jones Industrial Average, sugere a necessidade de elaborar um índice de commodities brasileiro, e, por extensão, um indicador para a mensuração de retornos de derivativos financeiros do mercado de renda variável, a fim de evidenciar possíveis relações entre os preços praticados nestes mercados e o valor de mercado das empresas, bem como seus possíveis desdobramentos para o mercado acionário brasileiro, tais como composição de índices ou emissão de Exchange-Traded Funds.

Ressalta-se, nesse sentido, a necessidade de verificar a real efetividade dos índices para a mensuração do tamanho e diversidade do mercado de capitais brasileiro, uma vez que este

⁶ Tradução nossa, do Inglês *decoupling*.

fator pode ainda ser uma barreira natural a uma maior integração a outros mercados financeiros, tal como proposto por Bekaert (1995).

7. REFERÊNCIAS

- Acioly, L., Chernavsky, E., Leão, R.P.F. Crise Internacional: Medidas de Políticas de Países Seleccionados. In: **Boletim de Economia e Política Internacional** – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, n.1, jan-mar, 2010.
- Alexander, C. **Modelos de Mercado: Um Guia Para a Análise de Informações Financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2005.
- Alexander, S. Coleman, T.F., Li, Y. Minimizing CVaR and VaR for a portfolio of derivatives. **Journal of Banking and Finance**, n.30, p.583-605, 2006.
- ANBIMA, Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais. **Índice de mercado ANBIMA**. Rio de Janeiro: ANBIMA, 2011.
- Araújo, C.H.V. Mercado de Títulos Públicos e Operações de Mercado Aberto no Brasil – Aspectos Históricos e Operacionais. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, n.12. jan. 2012. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2002nt12mercadotitulospublicop.pdf>. Acesso em 21/03/2012.
- Ardagna, S. Financial market's behavior around episodes of large changes in the fiscal stance. **European Economic Review**, v.53, n.1, p.37-55, 2009.
- Assaf Neto, A. **Mercado Financeiro**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2000.
- Baker, M., Wurgler, J. Comovement and Predictability Relationships Between Bonds and the Cross-section of Stocks. **The Review of Asset Pricing Studies**, v.2, n.1, p.57-87, 2012.
- Barbosa, C.P.M. Fatores Políticos e Institucionais: Impactos Sobre Paradas Bruscas de Financiamento Externo. **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**, 2004.
- Baur, D.G., Lucey, B.M. Is Gold a Hedge or a Safe Heaven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. **The Financial Review**, v.45, p.217-229. Eastern Finance Association, 2010.
- Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J.V.K. Multivariate GARCH Models: a Survey. **Journal of Applied Econometrics**, v.21, n.1, p.79-109, 2006.
- BCB, Banco Central do Brasil. **Censo de Capitais Estrangeiros no País – Ano Base 2010**. 2011. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/Rex/Censo2010/port/resultados_preliminares.asp?idpai=CENSOCE. Acesso em 14/12/2012.
- BCB, Banco Central do Brasil. **Risco País**. 2012. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%209-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>. Último acesso em 14/12/2012.
- Bekaert, G. Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets. **World Bank Economic Review**, v.9, n.1, p.75-107, 1995.

Bergmann, D.R., Savoia, J.R.F., Mendes-da-Silva, W., Oliveira, M.A., Nakamura, W.T. Análise dos co-movimentos entre os mercados de capitais do Brasil e dos EUA. **Brazilian Business Review**, v.8, n.4, p.124-138, 2011.

Black, F., Scholes, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. **Journal of Political Economy**, v.81, n.3, p.637-654, 1973.

BM&F, Bolsa de Mercadorias e Futuros. **Futuro de DI**. 2007. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/series-mercados_futuro-de-di.pdf>. Último acesso em 14/12/2012.

BM&FBovespa. Sítio institucional, Seção Mercados, Subseção Índices. Disponível em <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/BuscarIndices.aspx?idioma=pt-br>>. Acesso em 11/04/2012.

Bodie, Z., Merton, R.C. **Finance**. Prentice-Hall, 2000.

BOVESPA, Bolsa de Valores de São Paulo. **Mercado de Capitais**: Introdução. São Paulo: Bolsa de Valores de São Paulo, 2008. Disponível em <http://www.bmfbovespa.com.br/Pdf/merccap.pdf>; Acesso em 31/03/2011.

Bruni, A.L., Famá, R. Mercados Eficientes, CAPM e Anomalias: Uma Análise das Ações Negociadas na Bovespa (1988-1996). **Anais do III SEMEAD**, 1998.

Bryman, A. **Research Methods and Organization Studies**. London: Unwin Hyman, 1992.

Campbell, J.Y., Ammer, J. What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. **The Journal of Finance**, v.48, n.1, p.3-37, 1993.

Carhart, M.M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, v.52, n.1, p.57-82, 1997.

Carneiro, F.G. **A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia**. Brasília: Editora da UNB. Série textos didáticos, n.20, p.1-19, 1997.

Carneiro, R. A globalização financeira: origem, dinâmica e perspectivas. **Texto para Discussão IE/UNICAMP**, n.90. Campinas: Universidade de Campinas, 1999.

Chen, G., Firth, M., Rui, O.M. Stock market linkages: Evidence from Latin America. **Journal of Banking and Finance**, n.26, p. 1113-1141, 2002.

Connolly, R., Stivers, C., Sun, L. Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.40, n.1, p. 161-194, 2005.

Copeland, T. E.; Weston, J. F.; Shastri, K. **Financial Theory and Corporate Policy**. 4. ed., Addison Wesley Publishing Company, USA, 2005.

- Danthine, J.P.; Donaldson, J.B. **Intermediate Financial Theory**. 2ed, London: Elsevier, 2005.
- Davidson, R., MacKinnon, J.G. **Econometric Theory and Methods**. Oxford: Oxford Press, 1999.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., Rigobon, R. Stocks, Bonds Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission. **Journal of Applied Econometrics**, v.26, n.6., p.948-974, Set/Out. 2011.
- Enders, C.K. A primer on maximum likelihood algorithms available for use with missing data. **Structural Equation Modeling**, v.8, p.128-141, 2001.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987.
- Fabozzi, F.J., Kolm, P.N., Pachamanova, D., Focardi, S.M. **Robust Portfolio Optimization and Management**. Hoboken: John Wiley & Sons, 2007.
- Fabozzi, F.J., **Mercados, Análise e Estratégias de Bônus (Títulos de Renda Fixa)**. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2000.
- Fama, E.F. The behavior of stock-market prices. **Journal of Business**, v.38 n.1, p.34-105, 1965.
- Fama, E.F., 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **Journal of Finance**, v.25, n.2, p.383-417, 1970.
- Fama, E.F., French, K.R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, p.03-56, 1993.
- Fama, E.F., French, K.R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **Journal of Finance**, v.47, n.2, p.427-465, 1992.
- Fama, E.F., MacBeth, J.D. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. **The Journal of Political Economy**, v.81, n.3, p.607-636, 1973.
- Fama, E.F.; Miller, M.H. **The Theory of Finance**. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1972.
- Forbes, K.J., Rigobon, R. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements. **The Journal of Finance**, v.57, n.5., p.2223-2261, Out/2002.
- Foresti, P. Testing for Granger Causality Between Stock Prices and Economic Growth. **MPRA Paper**, n.2962, nov. 2007.
- Fratzcher, M. Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets. **International Journal of Finance and Economics**, v.7, p.165-193, 2002.
- Gil, A.C. **Métodos e Técnicas de Pesquisa Social**. São Paulo: Atlas, 2004.

Gitman, L.J., Madura, J. **Administração Financeira: Uma Abordagem Gerencial**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2003.

Goetzmann, W.N., Kumar, A. Equity Portfolio Diversification. **Review of Finance**, v.12, p.433-463, 2008.

Granger, C.W.J. Some recente developments on a concept of causality. **Journal of Econometrics**, v.39, p.199-211, 1988.

Greene, W.H. **Econometric Analysis**. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall, 2008.

Grinblatt, M., Titman, S. **Mercados Financeiros e Estratégia Corporativa**. 2ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

Gupta, R., Guidi, F. Cointegration relationship and time varying co-movements among Indian and Asian developed stock markets. **International Review of Financial Analysis**, v.21, p.10-22. Elsevier, 2012.

Hair, J.F.Jr., Anderson, R.E., Tatham, R.L., Black, W.C. **Multivariate Data Analysis**. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998.

Hesse, W., Moller, E., Arnold, M. & Schack, B. The use of time-variant EEG Granger causality for inspecting directed interdependencies of neural assemblies. **J Neurosci Methods** v. 124, 27-44, 2003.

Hjalmarsson, E., Österholm, P. Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated. **International Monetary Fund Working Paper**, n.07/141, 2007.

Hull, J. **Introdução aos Mercados Futuros e de Opções**. 2 ed, São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 1996.

Iquiapaza, R.A. **Performance, Captação e Foco das Famílias de Fundos de Investimento**. 2009. Tese (Doutorado em Administração) – Centro de Pesquisa e Pós Graduação em Administração, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

Johansen, S. Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis. **Journal of Econometrics**, v.52, n.3, p.389-402, 1992.

Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.169-210, 1988.

Johansen, S., Juselius, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n.2, p.169-210, 1990.

Jorion, P. **Value at Risk**. 2 ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2003.

Kallberg, J., Pasquariello, P. Time-series and cross-sectional excess comovement in stock indexes. **Journal of Empirical Finance**, v.15, n.3, p.481-502, 2008.

Kelly, J.M., Martins, L.F., Carlson, J.H. The relationship between bonds and stocks in emerging countries. **Journal of Portfolio Management**, n.24, p.110-122, 1998.

Kemper, K., Lee, A., Simkins, B.J. Diversification revisited. **Research in International Business and Finance**, v.26, p.304-316. Elsevier, 2012.

Kim, S.J., Moshirian, F. Wu, E. Evolution of international stock and bond market integration: Influence of the European Monetary Union. **Journal of Banking & Finance**, v.30, p. 1507-1534, 2006.

Lamounier, W.M. **Comportamento dos preços no mercado spot de café no Brasil: análise dos domínios do tempo e da frequência**. São Paulo, Editora da Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2003.

Lamounier, W.M., Nogueira, E.M. Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. **Revista de Contabilidade e Finanças**, n.43, p.34-48. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2007.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. Corporate Ownership Around the World. **The Journal of**

Leedy, P.D., Ormrod, J.E. **Practical Research: planning and design**. 8th ed. Prentice Hall, 2004.

Leite, H.P., Sanvicente, A.Z. **Índice Bovespa: Um Padrão para os Investimentos Brasileiros**. São Paulo: Atlas, 1995.

Lev, B., Sunder, S. Methodological issues in the use of financial ratios. **Journal of Accounting and Economics**, v.1, n.3, p.187-210, 1979.

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

Lo, A.W. The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective. **Journal of Portfolio Management**. 2004

Lucey, B.M., Voronkova, S. Russian equity market linkages before and after the 198 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. **Journal of International Money and Finance**, v.27, p.1303-1324, 2008.

Lusk, E.J., Halperin, M., Heilig, F. A Note on Power Differentials in Data Preparation between Trimming and Winsorizing. **Business Management Dynamics**, v.1, n.2, p.23-31, 2011.

Majumder, D. When the market becomes inefficient: Comparing BRIC markets with markets in the USA. **International Review of Financial Analysis**, *no prelo*, 2012. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1057521912000750>. Último acesso em 19/11/2012.

Malmquist, S. Index Numbers and Indifference Surfaces. **Trabajos de Estadística y de Investigación Operativa**. Springer, 1953.

Markowitz, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v.7, n.1, p.77-91, 1952.

Mendoza, E.G., Quadrini, V., Rios-Rull, J.V. Financial Integration, Financial Deepness and Global Imbalances. **National Bureau of Economic Research Working Papers**, n.12909, 2007.

Munhoz, L., Libânio, G. Volatilidade dos fluxos financeiros e fuga de capitais: uma análise exploratória da vulnerabilidade externa no Brasil. **Texto para Discussão**. UFMG/CEDEPLAR, n. 371, 2009.

Nogueira, E.M., Lamounier, W.M. “Contágio” entre Mercados de Capitais Emergentes e Mercados Desenvolvidos: Evidências Empíricas e Reflexos sobre a Diversificação Internacional de Portfólios. **Revista Brasileira de Finanças**, v.6, n.2, p.267-286, 2008.

Norden, L., Weber, M. The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an Empirical Analysis. **European Financial Management**, v.15, n.3, p. 529-562, 2009.

Nunes, B.F. **Mapas de Precificação de Ativos no Mercado de Capitais: Uma Análise do Poder Prescritivo da Behavioral Finance**. Dissertação (Mestrado em Economia) Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2008.

Oliveira, L., Curto, J.D., Nunes, J.P. The Determinants of Sovereign Credit Spread Changes in the Euro-zone. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.22, n.2, p.278-304, 2012.

Panchenko, V., Wu, E. Time-varying market integration and stock and bond return concordance in emerging markets. **Journal of Banking and Finance**, v.33, p.1014-1021, 2009.

Phylaktis, K., Ravazzolo, F. Stock market linkages emerging markets: Implications for international portfolio diversification. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.15, n.2, p.91-106, 2005.

Pinheiro, R.P. Educação Financeira e Previdenciária, a nova fronteira dos fundos de pensão. *In*: Instituto San Tiago Dantas de Direito e Economia. **Fundos de Pensão e Mercado de Capitais**. São Paulo: Peixoto Neto, 2008.

Rubin, D.B. Inference and Missing Data. **Biometrika**, v.63, n.3, p.581-592, 1976.

Rubinstein, M. Securities Market Efficiency in an Arrow-Debreu Economy. **American Economic Review**, v.65, n.5, dez.1975.

Rudd, A. International investing: the case for the emerging markets. *In*: Alibier, R.Z., Bruce, B.R. **Global Portfolios: quantitative strategies for maximum performance**. Homewood: Business One Irwing, 1991.

Sharpe, W.F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v.19, n.3, p.425-442, 1964.

Solnik, B., Boucrelle, C., Fur, Y.L. International Market Correlation and Volatility. **Financial Analysts Journal**, v.52, n.5, p.17-34, 1996.

Stiglitz, J.E. Financial Markets and Development. **Oxford Review of Economic Policy**, v.5, n.4, p.55-68, 1981.

Sun, W., Rachev, S., Fabozzi, F.J., Kalev, P.S. Fractals in trade duration: capturing long-range dependence and heavy tailedness in modeling trade duration. **Annals of Finance**, v.4, p.217-241, 2008.

Tsay, R.S. **Analysis of Financial Time Series**. Wiley and Sons, 2002.

Vartanian, P. R. Impactos do Índice Dow Jones, *Commodities* e Câmbio sobre o Ibovespa: uma Análise do Efeito Contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v.16, n.4, p.608-627, 2012.

Vergara, S.C. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2000.

Viana, A.R., Cintra, M.A.M. G20: Os Desafios da Coordenação Global e da Rerregulação Financeira. In: **Boletim de Economia e Política Internacional** – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, n.1, jan-mar, 2010.

Wooldridge, J.M. **Introdução à Econometria**. 4.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

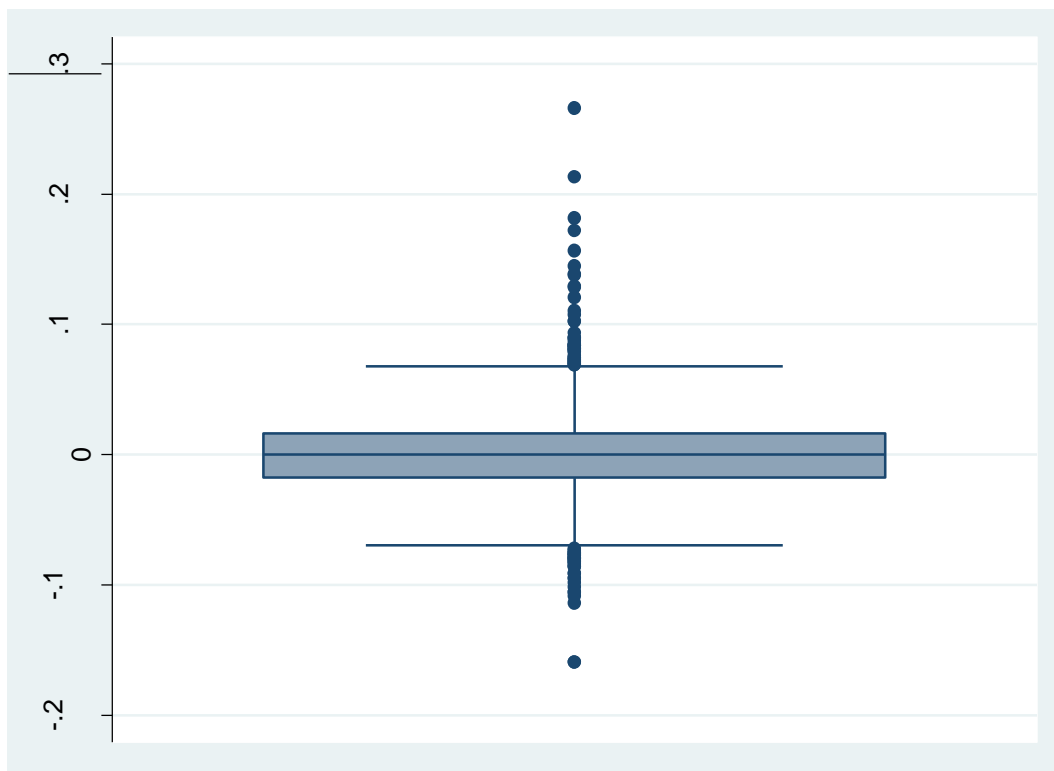
Yang, J., Zhou, Y., Wang, Z. The Stock-Bond Correlation and Macroeconomic Conditions: One and a half centuries of evidence. **Emerging Markets Group Working Paper Series**, n.27, London: EMG, 2009.

Yin, Q., Song, X. Correlation Research Based on Cointegration between China In-Market Social Security Funds and Development of China Stock Market. **International Conference on Management and Service Science**, 2011. Disponível em: <<http://ieeexplore.ieee.org/stamp/stamp.jsp?tp=&number=5998492>

8. APÊNDICES

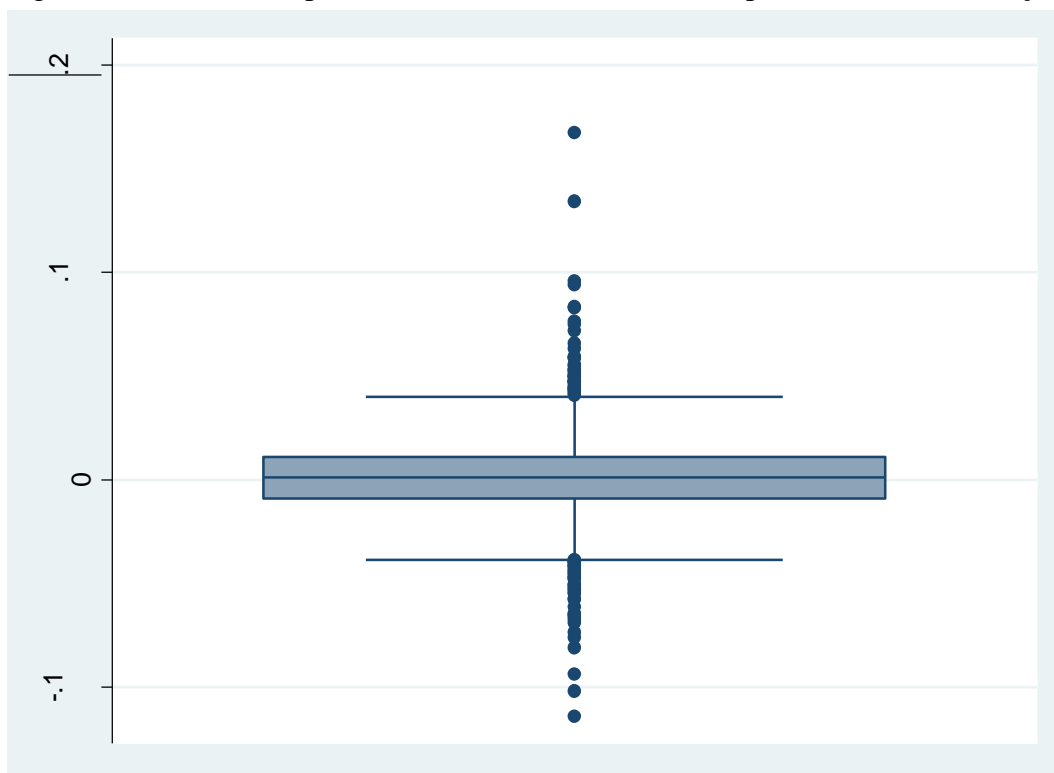
8.1. Apêndice 1: Gráficos Boxplot para as séries antes da Winsorização

Figura 14: Gráfico Boxplot da série de retornos do EMBI antes da winsorização



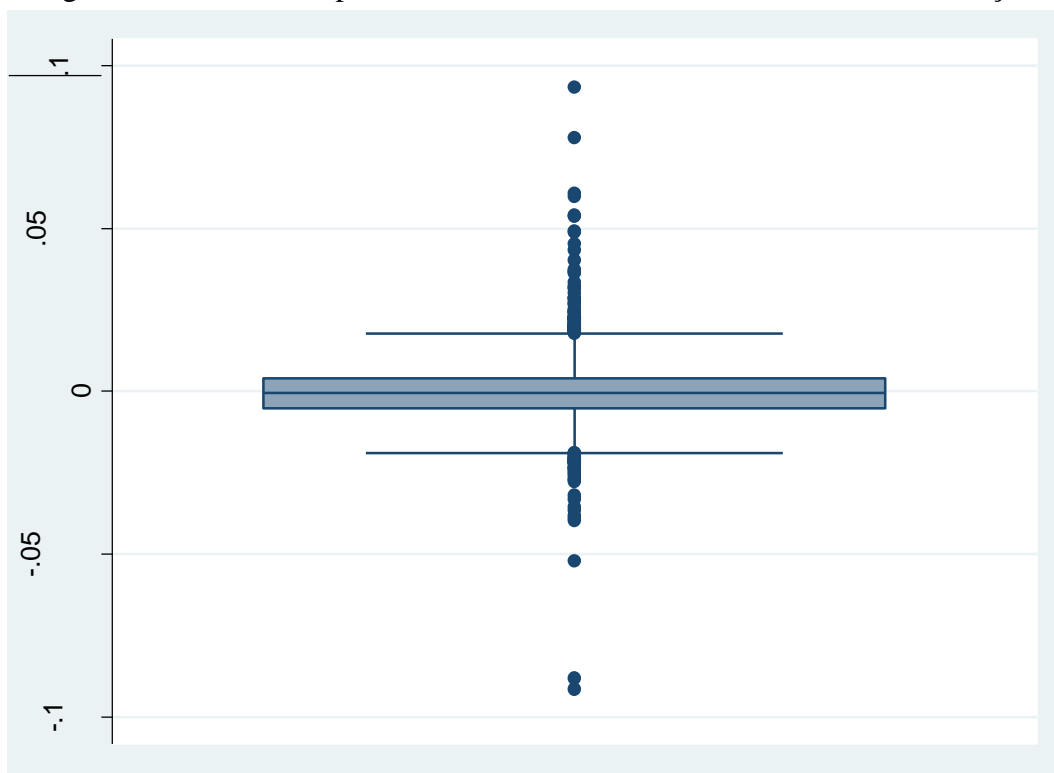
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 15: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ibovespa antes da winsorização



Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 16: Gráfico Boxplot da série de retornos da Ptax antes da winsorização



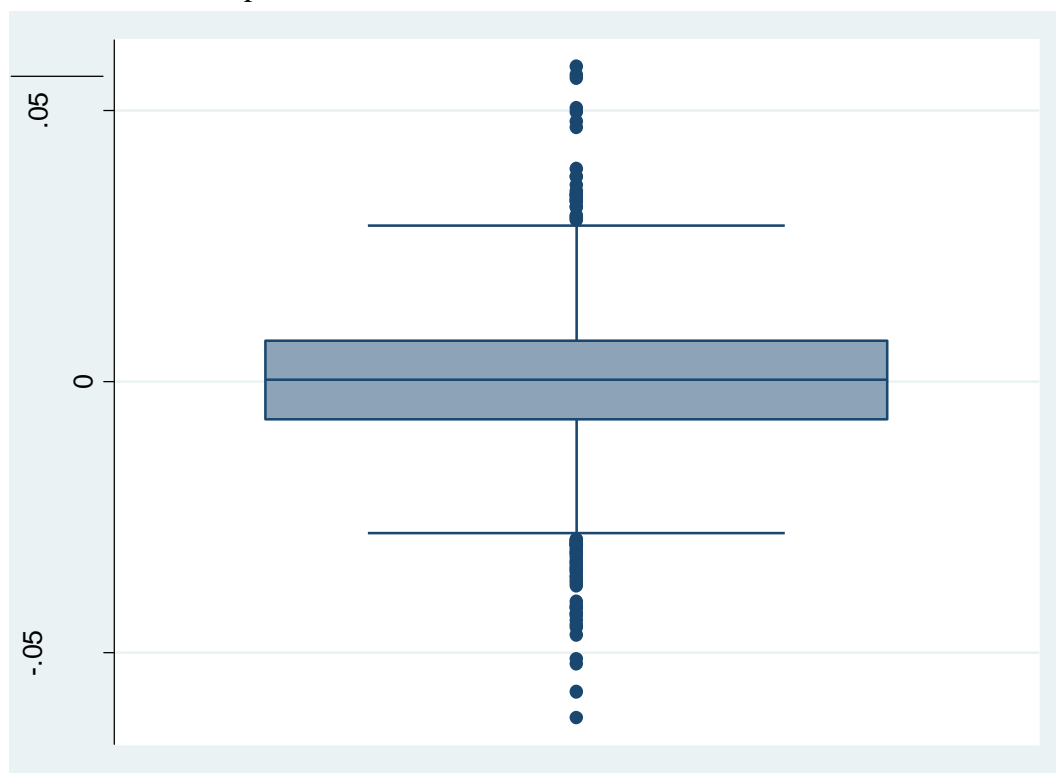
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 17: Gráfico Boxplot da série de retornos do IMA antes da winsorização



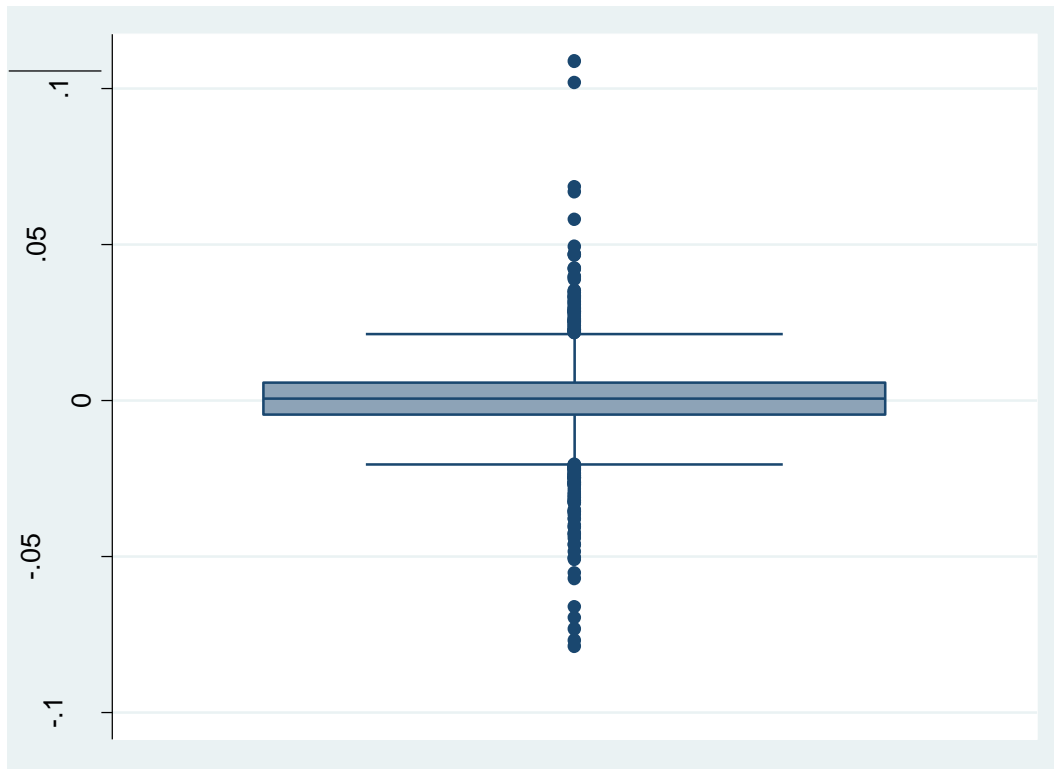
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 18: Gráfico Boxplot da série de retornos do UBS Commodities antes da winsorização



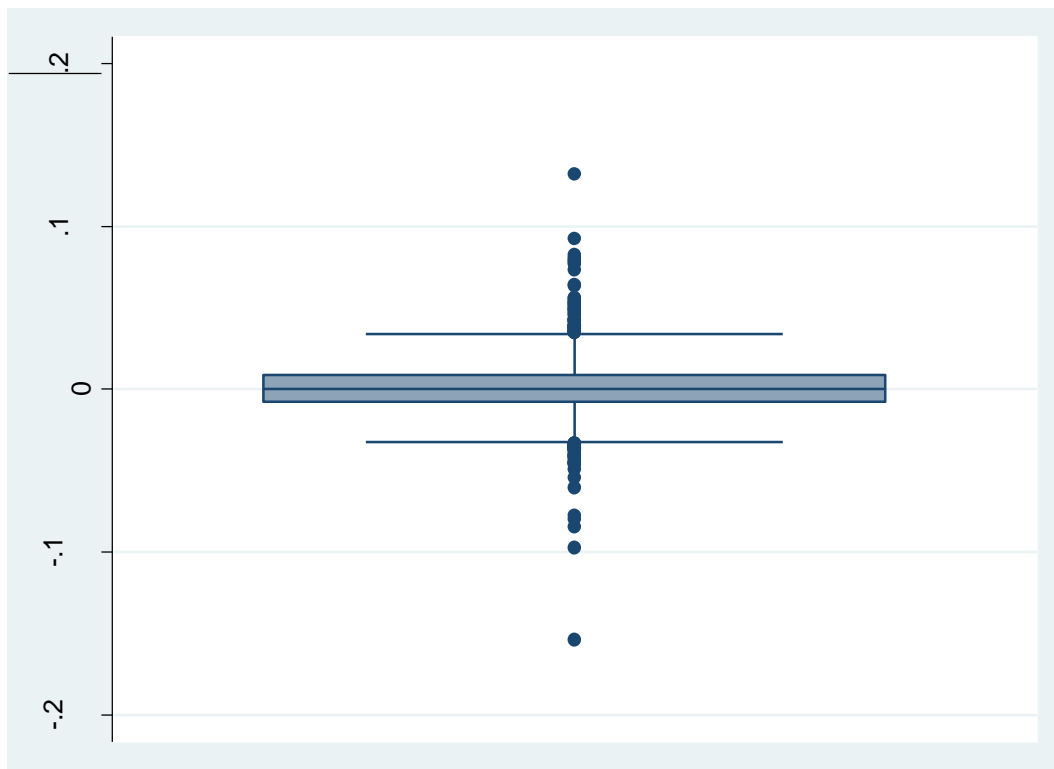
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 19: Gráfico Boxplot da série de retornos do Dow Jones antes da winsorização



Fonte: Resultados da Pesquisa

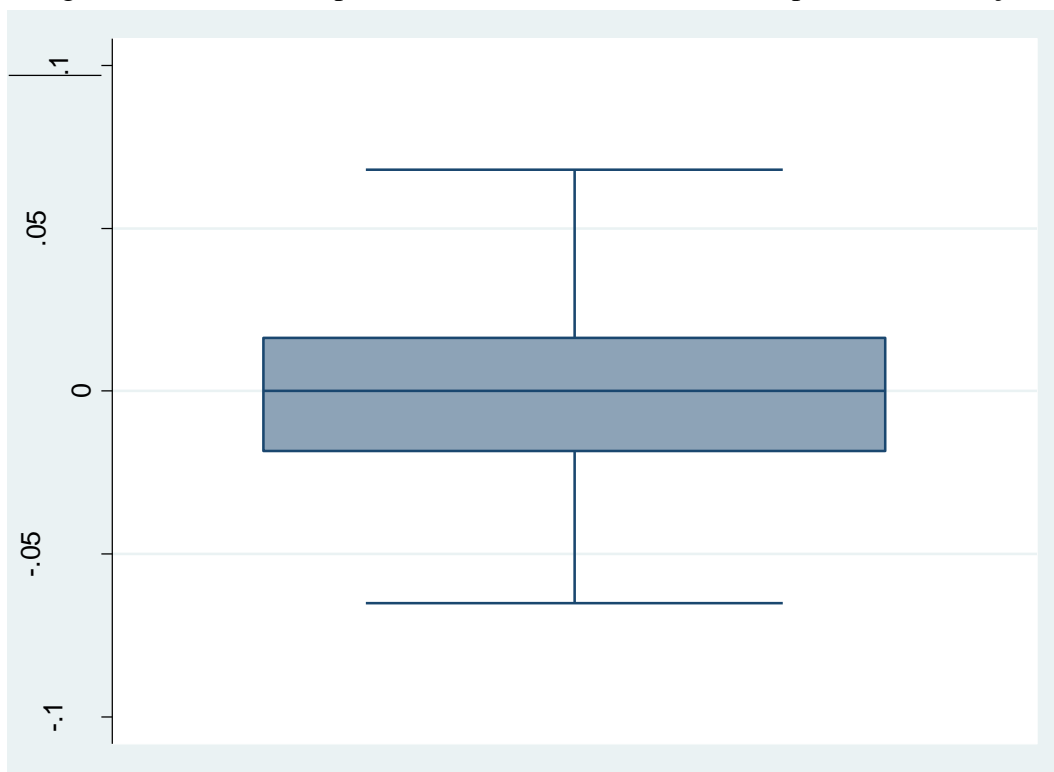
Figura 20: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ouro antes da winsorização



Fonte: Resultados da Pesquisa

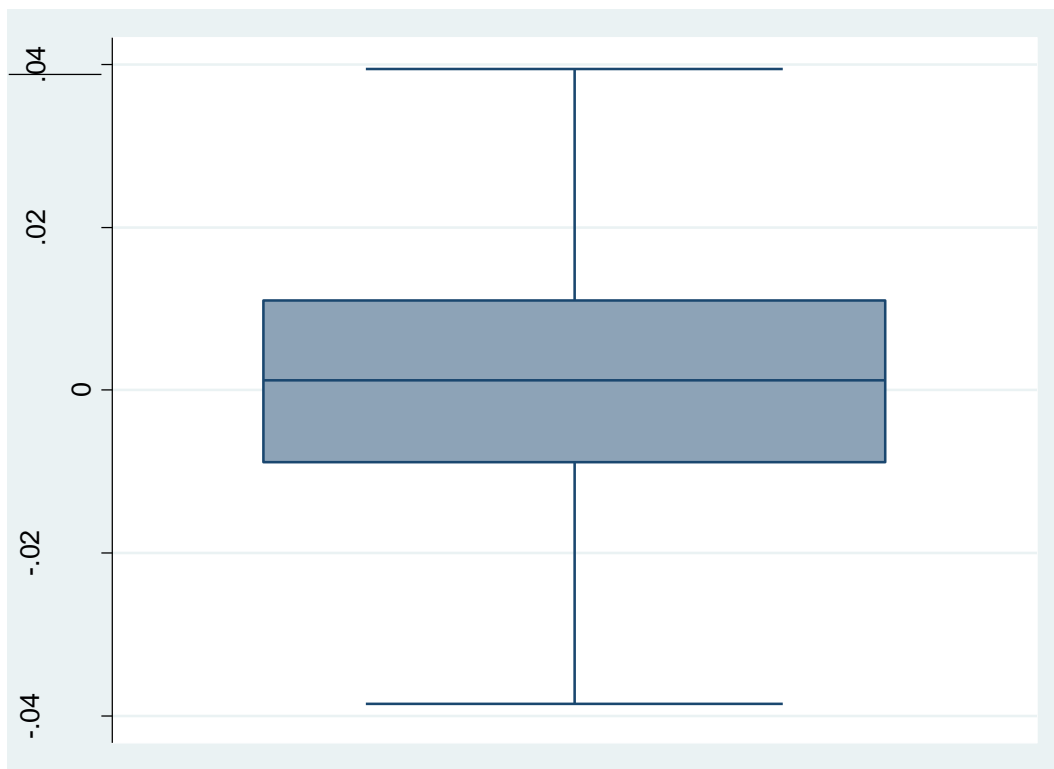
8.2. Apêndice 2: Gráficos Boxplot após Winsorização

Figura 21: Gráfico Boxplot da série de retornos do EMBI após a winsorização



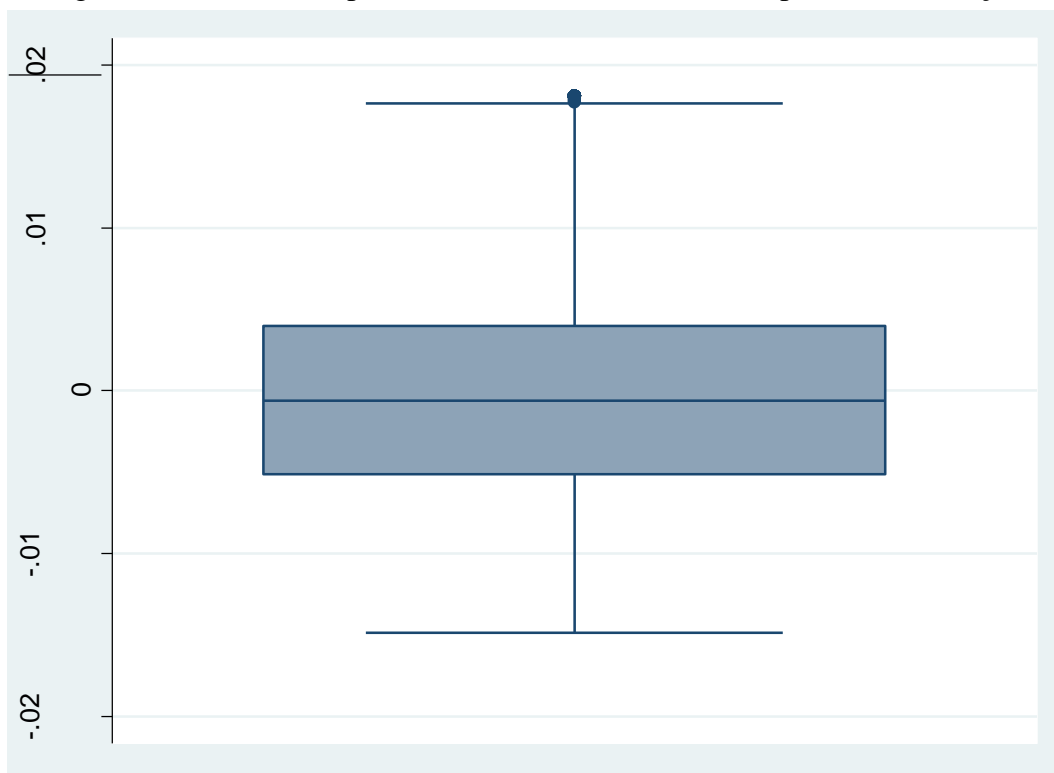
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 22: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ibovespa após a winsorização



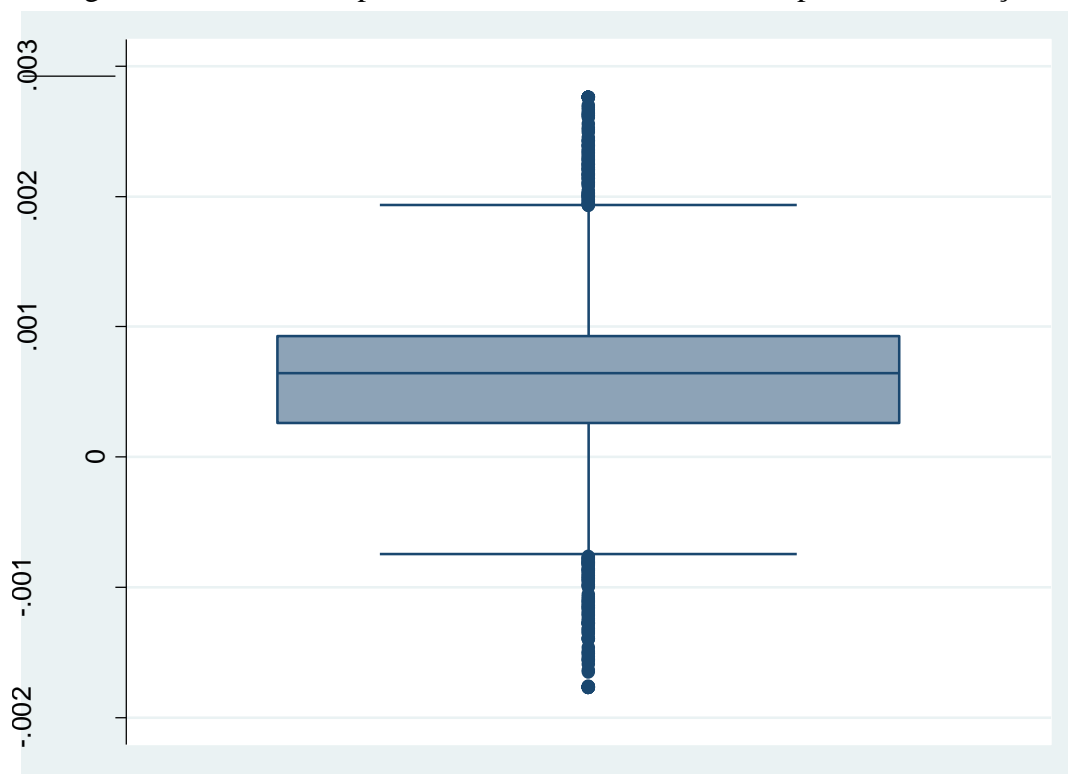
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 23: Gráfico Boxplot da série de retornos da Ptax após a winsorização



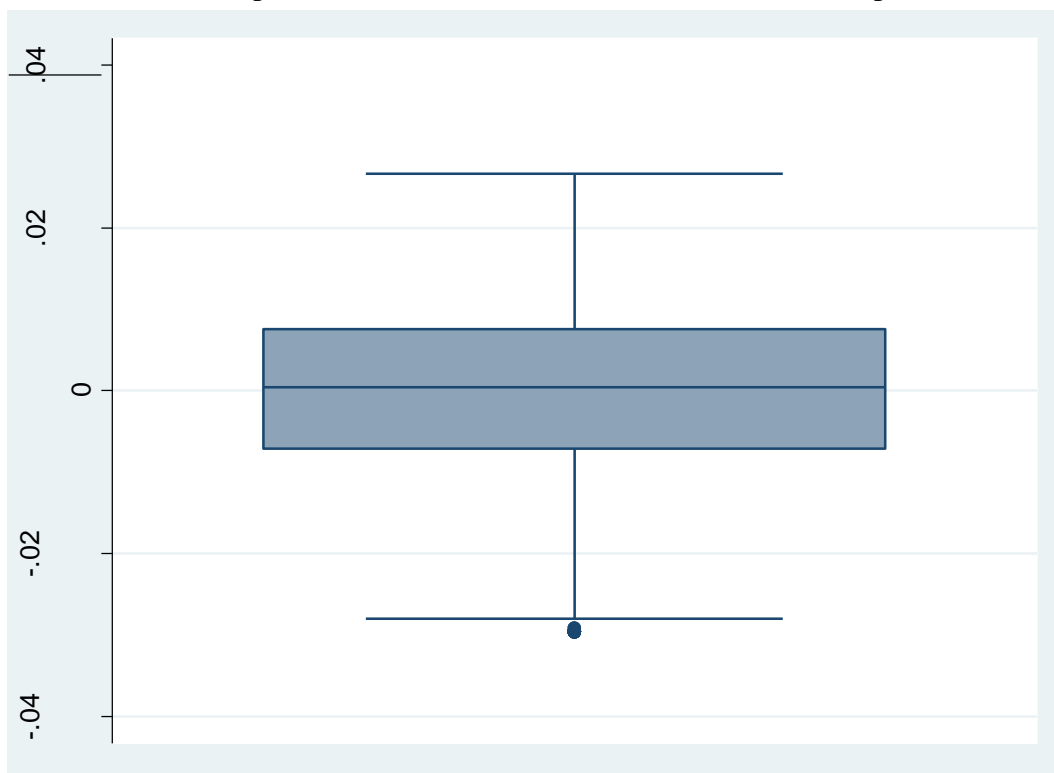
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 24: Gráfico Boxplot da série de retornos do IMA após a winsorização



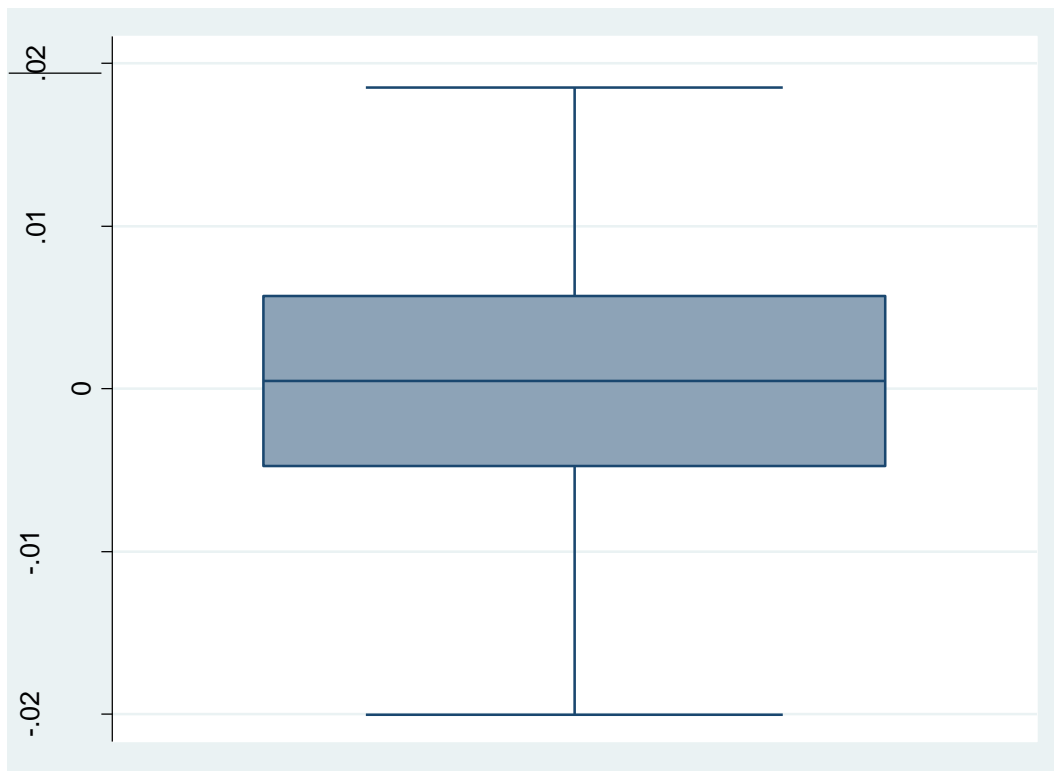
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 25: Gráfico Boxplot da série de retornos do UBS Commodities após a winsorização



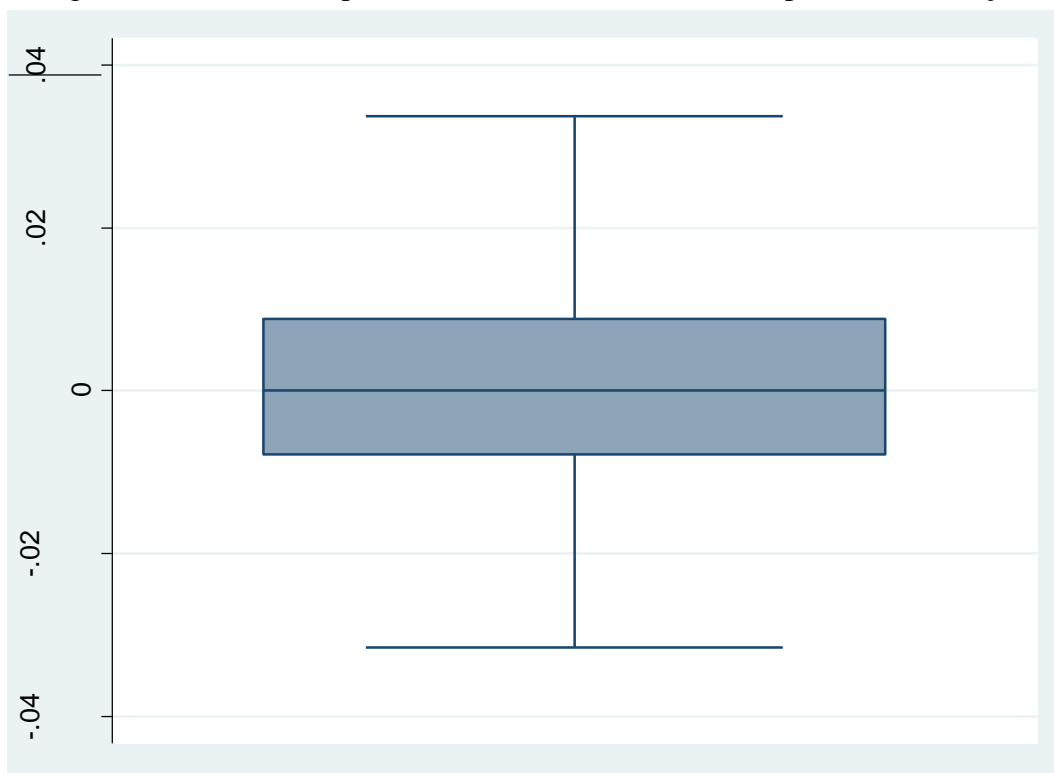
Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 26: Gráfico Boxplot da série de retornos do Dow Jones após a winsorização



Fonte: Resultados da Pesquisa

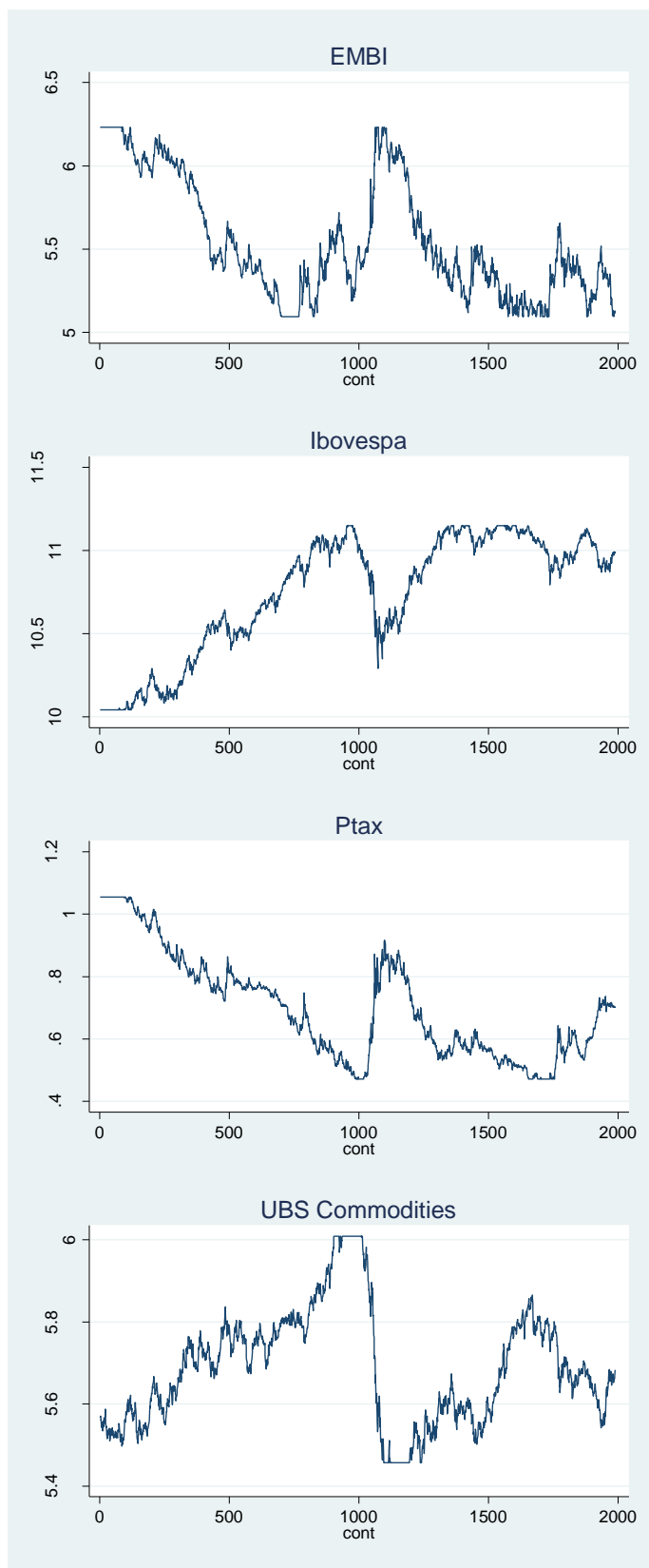
Figura 27: Gráfico Boxplot da série de retornos do Ouro após a winsorização



Fonte: Resultados da Pesquisa

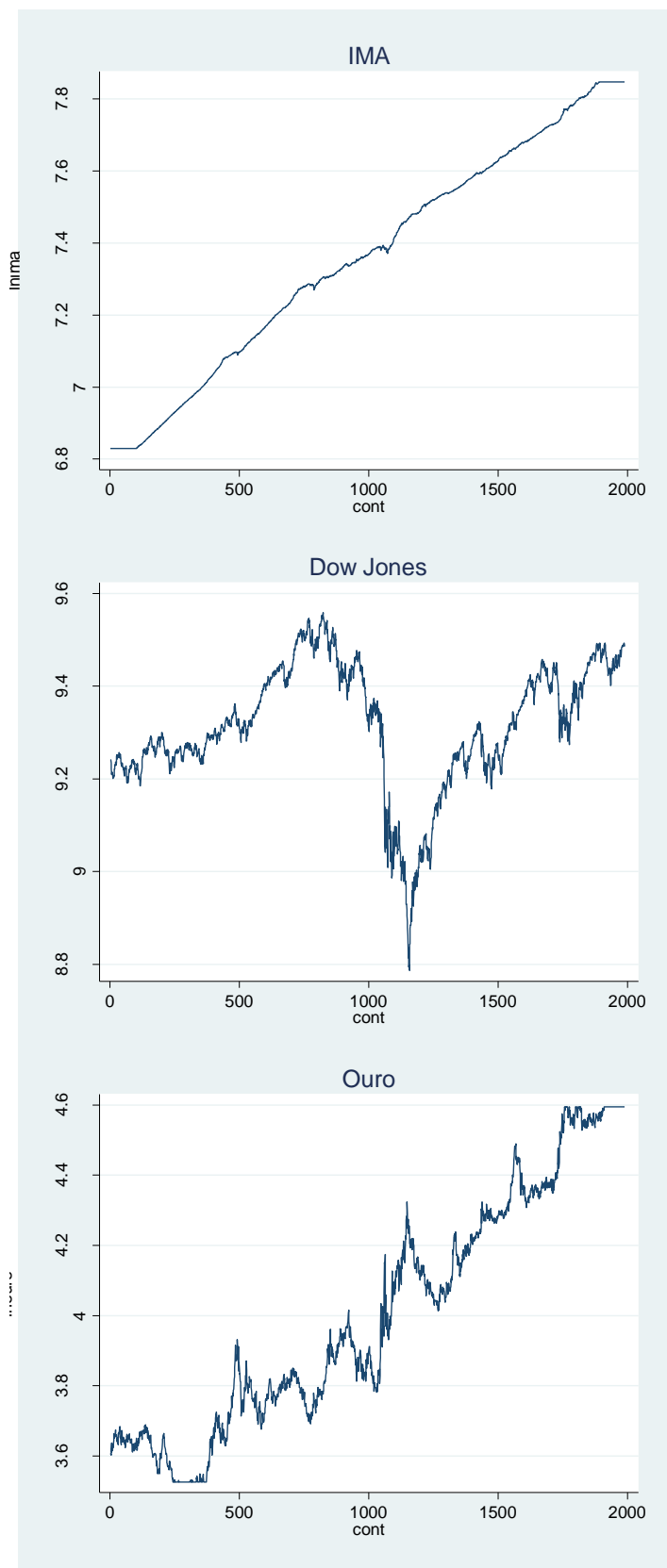
8.3.Apêndice 3: Gráficos das séries de preços

Figura 28: Gráficos do EMBI, Ibovespa, Ptax, UBS Commodities, em níveis, entre 03/05/2004 e 22/08/2012



Fonte: Resultados da Pesquisa

Figura 29: Gráficos do IMA, Dow Jones e Ouro, em níveis, entre 03/05/2004 e 22/08/2012



Fonte: Resultados da Pesquisa