

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

HENRIQUE NOGUEIRA SANTANA

**ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS BRASILEIRAS E A VOLATILIDADE DO IBOVESPA:
relação com variáveis conjunturais e Risco Político**

Belo Horizonte

2018

HENRIQUE NOGUEIRA SANTANA

ELEIÇÕES PRESIDENCIAIS BRASILEIRAS E A VOLATILIDADE DO IBOVESPA:
relação com variáveis conjunturais e Risco Político

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Administração.

Linha de Pesquisa: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira

Coorientador: Prof. Dr. Frank Magalhães de Pinho

Belo Horizonte

2018

Ficha Catalográfica

S232e
2018 Santana, Henrique Nogueira.
Eleições presidenciais brasileiras e a volatilidade do ibovespa
[manuscrito] : relação com variáveis conjunturais e risco político /
Henrique Nogueira Santana. – 2018.
142 f.: il., gráfs. e tabs.

Orientador: Bruno Pérez Ferreira.

Coorientador: Frank Magalhães de Pinho.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais,
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração.
Inclui bibliografia (f. 129-139).

1. Presidentes - Brasil - Eleições - Teses. 2. Bolsa de valores –
Teses. 3. Estabilização econômica – Teses. I. Ferreira, Bruno Pérez. II.
Pinho, Frank Magalhães de. III. Universidade Federal de Minas Gerais.
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. IV. Título.

CDD: 324.81

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – RSS36/2019



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 **HENRIQUE NOGUEIRA SANTANA**, REGISTRO N° 635/2018. No dia 15 de fevereiro de 2018, 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 15 de janeiro de 2018, para julgar o trabalho final intitulado "**Eleições Presidenciais Brasileiras e a Volatilidade do IBOVESPA: Relação com Variáveis Conjunturais e Risco Político**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, linha de pesquisa: **Finanças**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira, 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, 15 de fevereiro de 2018.

NOMES

ASSINATURAS

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

Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos.....
(CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Frank Magalhães de Pinho.....
(CAD/UFMG)

Prof^a. Dr^a. Laise Ferraz Correia.....
(PPGA/CEFET- MG)

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, por todo apoio dado nessa árdua trajetória e pela presença e amor incondicionais;

Agradeço aos meus orientadores, prof. Bruno e prof. Frank, fontes de inspiração e de mais vastas ideias;

Agradeço a todos os amigos, colegas e professores que, de alguma forma, fizeram parte da construção dessa dissertação;

Por fim, agradeço a Deus e a todos os meus Santinhos, pelas bênçãos obtidas e pelo presente de ter pessoas tão especiais em minha vida.

RESUMO

O atual desequilíbrio político e econômico do Brasil faz repensar todo o seu processo de redemocratização e de estabilização econômica. Esse cenário traz à tona a participação de eventos relacionados a Risco Político na perturbação dessa estabilidade. Eleições são eventos relacionados a risco e geram um comportamento reacionário dos mercados financeiros, o que desperta a necessidade de se estudar a relação existente entre os ativos na bolsa de valores e indicadores conjunturais econômicos em períodos de eleições presidenciais. Nesse sentido, este trabalho visa investigar como se comporta o Ibovespa diante de mudanças em variáveis conjunturais econômicas em períodos próximos a eleições presidenciais e processos de *impeachment*. A partir de uma pesquisa quantitativa e descritiva, modelou-se o retorno e a volatilidade do retorno do Ibovespa em dólares contra as variáveis explicativas retorno logarítmico do índice mundial MSCI, taxa de inflação, variação logarítmica da taxa de câmbio, *spread* entre as taxas de juros nominal brasileira e americana (representando o prêmio de risco para o investidor estrangeiro investir no Brasil), variação logarítmica do risco da taxa de câmbio (*proxy* para o Risco Brasil), variação logarítmica da quantidade de papel moeda emitido pelo Banco Central e *dummies* de controle para eventos políticos como processos eleitorais, processos de *impeachment*, alternância de presidente e alternância de partido. A modelagem utilizada foi um ARMAX-GARCH de ordens (1,0) e (1,1), respectivamente. A base para a modelagem do Ibovespa através de variáveis conjunturais econômicas foi o trabalho de Chen, Roll e Ross (1986), e a base para a investigação da volatilidade frente a eventos políticos foi o trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008). O objetivo foi investigar se eleições presidenciais e processos de *impeachment* são eventos geradores de Risco Político capazes de exercer influência sobre os retornos e a volatilidade do Ibovespa. As evidências apontam para o fato de que eleições e processos de *impeachment* são eventos políticos que geram incertezas, aqui atribuídas ao Risco Político, e exercem efeitos de redução dos retornos do Ibovespa e elevação na volatilidade dos retornos. A alternância de partido na presidência também provoca uma elevação da volatilidade, mas a alternância de presidente gera redução da volatilidade, ambas sem interferência nos retornos do Ibovespa. Verificou-se que há uma inversão no sentido da influência que as variáveis exercem sobre o Ibovespa, de forma que as variáveis que provocam efeito positivo na média provocam efeito negativo sobre a variância e vice-versa. Por fim, baseado em Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008), foi construído um vetor de Razão de Volatilidade dinâmica que permitiu verificar o comportamento cíclico da volatilidade dos retornos do Ibovespa e suas elevações quando sob influência de Risco Político. A Razão de Volatilidade permitiu, ainda, verificar graficamente o aumento de volatilidade devido a crises internacionais.

Palavras-chave: Eleições Presidenciais. Ibovespa. Risco Político. Volatilidade.

ABSTRACT

The current political and economic instability of Brazil leads to think over its process of redemocratization and economic stabilization. This scenario brings to light the participation of events related to Political Risk in this stability disturbance. Elections are events related to risk and generate a reactionary behavior of financial markets, which raises the need to study the relationship between stock market assets and conjunctural economic indicators in periods of presidential elections. In this sense, this paper aims to investigate how the Ibovespa behaves before changes in economic conjuncture variables in periods close to presidential elections and impeachment processes. From a quantitative and descriptive survey, the return and volatility of Ibovespa in dollars were modeled against the following explanatory variables: logarithmic return of the MSCI world index; inflation rate; logarithmic variation of exchange rate; spread between Brazilian and American nominal interest rate (representing the risk premium for the foreign investor investing in Brazil); logarithmic variation of exchange rate risk (proxy for EMBI+ Brazil); logarithmic variation of the amount of paper money issued by the Central Bank; and dummies variables to control political events such as electoral processes, impeachment processes, chair alternation and party alternation. The modeling was an ARMAX-GARCH of orders (1,0) and (1,1), respectively. The basis for Ibovespa modeling through conjunctural economic variables was Chen, Roll and Ross (1986) and the basis for investigating volatility in the face of political events was Bialkowski, Gottschalk and Wisniewski (2008). The objective was to investigate whether presidential elections and impeachment processes are events that generate Political Risk capable to influence the returns and volatility of Ibovespa. The evidences points to the fact that elections and impeachment processes are political events that generate uncertainties, attributed to Political Risk, capable to reduce the Ibovespa returns and increase the volatility of returns. The alternation of party in the presidency also causes an increase of the volatility, but the chair alternation generates reduction of the volatility, both with no influence on returns of Ibovespa. It was verified that there is an inversion in the direction of the influence that the variables exert on the Ibovespa, so that the variables that cause positive effect in the average, cause negative effect on the variance and vice-versa. Finally, based on Bialkowski, Gottschalk and Wisniewski (2008), a dynamic Volatility Ratio vector was elaborate what allowed to verify the cyclical behavior of the Ibovespa's returns volatility and their elevations when under influence of Political Risk. The Volatility Ratio also enabled graphically to verify the increase in volatility due to international crises.

Keywords: Presidential Elections. Ibovespa. Political Risk. Volatility.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo dos modelos da família GARCH.....	42
Quadro 2 – Eleições, candidatos e presidentes no período pós-democrático	58
Quadro 3 – Período de análise da amostra do estudo e eventos políticos	63
Quadro 4 – Variáveis do estudo	64
Quadro 5 – Variáveis estudadas e fontes teóricas	66
Quadro 6 – Operacionalização das variáveis e fontes de coleta de dados.....	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis do estudo	83
Tabela 2 – Testes de estacionaridade ADF e KPSS	84
Tabela 3 – Testes de estacionaridade para as variáveis SELIC, IPCA e FED em suas primeiras diferenças.....	85
Tabela 4 – Estatísticas descritivas das variáveis SELIC, IPCA e FED em suas primeiras diferenças.....	86
Tabela 5 – Matriz de correlações entre as variáveis.....	87
Tabela 6 – Tabela de autocorrelações das variáveis e teste Ljung-Box para 24 defasagens....	88
Tabela 7 – Modelagem inicial para a série de retornos logarítmicos do Ibovespa.....	97
Tabela 8 – Testes aplicados ao Modelo 1 e ao Modelo 2.....	98
Tabela 9 – Testes aplicados ao Modelo 3 e ao Modelo 4.....	99
Tabela 10 – Modelagem ARMAX(1,0) incorporando variável POLIT5	101
Tabela 11 – Testes aplicados ao Modelo 5.....	101
Tabela 12 – Informações de ajuste dos modelos ARMAX(1,0) incorporando as <i>dummies</i> POLIT.....	102
Tabela 13 – Modelagens GARCH(1,1)	104
Tabela 14 – Testes aplicados aos resíduos padronizados do Modelo 5.....	106
Tabela 15 – Modelos finais ajustados: ARMAX(1,0) e GARCH(1,1)	108
Tabela 16 – Testes do Modelo 8 e dos seus resíduos padronizados (r8_pad9).....	111
Tabela 17 – Estatísticas descritivas dos resíduos padronizados do Modelo 5 (r5_pad7) e dos resíduos padronizados do Modelo 8 (r8_pad9)	113
Tabela 18 – Testes de hipóteses para variância e para média de RV12	120
Tabela 19 – Testes de hipóteses para variância e para média de RV5	122
Tabela 20 – Testes de hipóteses para média e para variância de RV para janelas de evento variando de 3 a 12.....	141

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Fluxograma ilustrativo da rotina de ajuste dos modelos testados	70
Figura 2 – Gráfico de série temporal das variáveis	85
Figura 3 – Gráficos comparativos de série temporal para as variáveis SELIC, IPCA e FED, e suas primeiras diferenças.....	86
Figura 4 – Correlograma com as funções FAC e FACP das variáveis.....	89
Figura 5 – Gráficos de Razão de Volatilidade (RV12) das variáveis do estudo com evidência para períodos políticos através da <i>dummy</i> POLIT12.....	92
Figura 6 – Gráficos das séries logarítmicas de RPTAX e EMBI	95
Figura 7 – Gráfico dos valores ajustados e efetivos da série 1_RPTAX.....	95
Figura 8 – Teste CUSUM para os resíduos do Modelo 2.....	99
Figura 9 – Gráfico da variável <i>dummy</i> POLIT5	101
Figura 10 – Gráfico da variância prevista do erro fornecida pelo Modelo 7 (<i>h7</i>).....	105
Figura 11 – Gráfico de série temporal dos resíduos padronizados do Modelo 5	107
Figura 12 – Gráfico da variância prevista do erro fornecida pelo Modelo 9 (<i>h9</i>).....	110
Figura 13 – Gráfico de série temporal dos resíduos padronizados do Modelo 8	111
Figura 14 – Correlograma dos resíduos padronizados do Modelo 8.....	112
Figura 15 – Gráfico de distribuição de frequência dos resíduos padronizados do Modelo 8	112
Figura 16 – Gráfico Quantil-Quantil dos resíduos padronizados do Modelo 8.....	113
Figura 17 – Saldo da Balança Comercial brasileira (milhões de US\$).	118
Figura 18 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV12) dos resíduos padronizados do Modelo 8.....	120
Figura 19 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV5) dos resíduos padronizados do Modelo 8.....	121
Figura 20 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV) dos resíduos padronizados do Modelo 8 para janelas de evento variando de 3 a 11	140
Figura 21 – Gráficos evolutivos dos valores de média e de variância de RV para janelas de eventos com amplitudes variando de POLIT3 a PLOT12.....	142

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de informação de Akaike
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heterocedasticity</i>
ARMA	<i>Autorregressive Moving Average model</i>
B3	Brasil, Bolsa, Balcão - Bolsa de Valores resultante da fusão entre a BM&FBOVESPA e a Cetip
BIC	Critério de informação Bayesiano de Shwarz
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros do Estado de São Paulo
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
COPOM	Comitê de Política Monetária
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
EMBI+	<i>Emerging Markets Bond Index Plus</i> (Risco Brasil)
FAC	Função de Autocorrelação
FACP	Função de Autocorrelação Parcial
GARCH	<i>Generalized ARCH</i>
HEM	Hipóteses de Eficiência de Mercado
HQC	Critério de informação de Hannan-Quinn
IID	Independentes e Identicamente Distribuídos
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
KPSS	Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MSCI	Retorno logarítmico do <i>Morgan Stanley Capital International</i>
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PIB	Produto Interno Bruto
RESET	<i>Regression Specification Error Test</i>
RV	Razão de Volatilidade
SELIC	Taxa de juros nominal brasileira apurada pelo Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
VAR	Vetor Autorregressivo
VIF	Fator de Inflação da Variância

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	13
1.1	Objetivos.....	17
1.2	Justificativa e Relevância do Estudo.....	18
2	REFERENCIAL TEÓRICO	22
2.1	Eficiência de Mercado	22
2.2	Modelos Fatoriais de Precificação.....	27
2.3	Estudos da Relação Entre Variáveis Econômicas e o Retorno do Mercado	32
2.4	Modelos ARMA e ARMAX	38
2.5	Modelos de Volatilidade da Família GARCH.....	40
2.6	Contexto Político-Econômico Brasileiro do Pós-redemocratização.....	43
2.6.1	Processo de Transição Democrática	44
2.6.2	Planos Econômicos e Processo de Estabilização.....	45
2.7	Risco Político	48
2.8	Ciclos Políticos	55
3	METODOLOGIA.....	60
3.1	Caracterização da pesquisa	60
3.2	Hipóteses de pesquisa	61
3.3	População e amostra.....	62
3.4	Coleta de dados	63
3.5	Roteiro Metodológico	68
3.6	Análise dos dados.....	72
3.6.1	Testes de Raiz Unitária.....	72
3.6.2	Teste de Especificação do Modelo	73
3.6.3	Testes de Multicolinearidade.....	74
3.6.4	Testes de Ajuste do Modelo Linear.....	74
3.6.5	Testes de Correlação Serial dos Resíduos	76
3.6.6	Testes de Normalidade dos Resíduos	77
3.6.7	Testes de Heterocedasticidade dos Resíduos.....	78
3.6.8	Razão de Volatilidade.....	79
4	APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	82
4.1	Análise Descritiva dos Dados.....	82
4.2	<i>Proxy</i> para Risco Brasil.....	94

4.3	Modelagem dos retornos logarítmicos do Ibovespa sem variáveis políticas	96
4.4	Modelagem dos retornos logarítmicos do Ibovespa incorporando variáveis políticas	100
4.5	Modelagem da volatilidade dos retornos do Ibovespa	103
4.6	Análise da volatilidade anormal	119
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	124
	REFERÊNCIAS.....	129
	APÊNDICE A – RAZÃO DE VOLATILIDADE CALCULADA PARA JANELAS DE EVENTOS COM AMPLITUDES DETERMINADAS PELAS DUMMIES POLIT3 ATÉ POLIT 12.....	140

1 INTRODUÇÃO

O Brasil atravessou atualmente um cenário de instabilidade política e econômica. No âmbito político, têm ocorrido fatos relevantes como as investigações da Polícia Federal contra corrupção, na Operação Lava Jato, e o *impeachment* de Dilma Rousseff. Já no âmbito econômico, as taxas de câmbio, juros, inflação dentre outros indicadores apresentaram forte tendência de alta de 2014 para 2015, com subsequente retomada de níveis mais baixos.

Algumas dessas situações, porém, não são novas na democracia brasileira. Segundo Kinzo (2004), o reestabelecimento de um governo civil em 1985 e a primeira eleição direta em 1989 vieram acompanhados de uma sucessão de problemas econômicos e políticos graves. Nos anos iniciais dessa democracia, o Brasil enfrentou hiperinflação, elevadas taxas de desemprego, diversos choques econômicos, escândalos de corrupção e, sobretudo, o *impeachment* de um presidente.

Segundo Ramos (2016), nos anos 1980 e início dos anos 1990, a moeda não cumpria com a função de reserva de valor, pois seu poder de compra era rapidamente corroído. Este era um problema de déficit público e de inércia – em que a inflação é determinada por seus valores anteriores (LOPES, 2011; FERRARI FILHO, 2001) – e que só fora solucionado com o Plano Real. Para Ramos (2016) e Ferrari Filho (2001), a estabilização dos preços veio em decorrência de âncoras monetária e cambial, que permitiram a formação de reservas cambiais através da aplicação de altas taxas de juros.

Após essa estabilização econômica, a bolsa de valores brasileira caminhou para um relevante desenvolvimento, que, segundo Grôppo (2006), fora refletido no volume de negócios e na eficiência de alocação de recursos. Segundo Ribeiro Neto e Famá (2002) e Ribeiro, Leite e Justo (2016), a abertura econômica na década de 1990, aliada às privatizações, proporcionou grande crescimento à bolsa brasileira, se tornando mais atraente aos investidores internacionais.

Ribeiro, Leite e Justo (2016) apontam a Lei de Responsabilidade Fiscal como parte do processo de atratividade do mercado acionário brasileiro para os investidores internacionais. Esse maior interesse dos investidores estrangeiros é decorrência, também, da melhor classificação do Brasil nas agências de risco, as quais passaram a recomendar o país com uma conjuntura adequada para se obter o grau de investimento (PIMENTA JUNIOR; HIGUCHI, 2008). Segundo Carvalho (2000), a ascensão do mercado acionário é refletida, também, pelo crescimento da capitalização bursátil – soma do valor de mercado de todas as empresas listadas – e pelo número de emissões primárias.

Além da importância da estabilidade econômica para o desenvolvimento do mercado acionário brasileiro, deve-se ressaltar o papel do mercado acionário sobre o desenvolvimento econômico de um país. Segundo Levine e Zervos (1998), os mercados acionários podem ser meios pelos quais passa o desenvolvimento econômico. Para Carvalho (2000), ter um sistema financeiro eficiente é fundamental para maximizar o crescimento econômico, pois favorece a transferência de recursos entre os agentes superavitários e aqueles carentes de recursos de longo prazo.

Segundo o autor, o crescimento econômico é favorecido pela liquidez que os mercados de capitais proporcionam, uma vez que os investidores são reticentes a comprometer seus recursos sem a possibilidade de transações no curto prazo. Então, por propiciarem esta liquidez, os mercados de capitais tornam os investimentos mais atraentes, uma vez que têm seu risco reduzido. Como consequência, os recursos são realocados em projetos com maiores retornos, mesmo que sejam de mais longa maturação.

Segundo Grôppo (2004), no século passado, o desenvolvimento de potências econômicas europeias e dos Estados Unidos foi sustentado pelo crescimento de seus mercados de capitais. Silva, Barbosa e Ribeiro (2016) corroboram a ideia de que o crescimento econômico sempre esteve ligado ao desenvolvimento financeiro. Já para Carvalho e Vieira (2014), o crescimento econômico em países em desenvolvimento está mais sujeito aos mercados financeiros do que nos países desenvolvidos. Pode-se dizer, então, que, assim como nos países desenvolvidos, o processo de estabilização econômica do Brasil veio acompanhado do crescimento de seu mercado acionário.

Diante desse contexto, é importante acrescentar que a saúde financeira e operacional das empresas pode estar relacionada à forma como o governo conduz a política econômica, pois a carga tributária, as variações cambiais, taxas de juros, inflação etc. podem afetar a capacidade de geração de fluxos de caixa futuros das empresas. Como exemplo, a CVM (2014) ressalta a abordagem *top-down* da análise fundamentalista, segundo a qual informações econômicas exercem influência direta no valor de mercado das ações, pois afetam o desempenho das respectivas empresas.

O estudo da influência que fatores macroeconômicos exercem sobre os mercados acionários começou a ganhar ênfase a partir do trabalho de Officer (1973). Na década seguinte, Chen, Roll e Ross (1986) publicaram um trabalho acerca desse tipo de relação: através de um estudo *cross-sectional* para o período de jan./1953 a nov./1983, seus resultados empíricos

apontam para o fato de que as variações macroeconômicas exercem influência sobre o mercado acionário americano (NYSE).

Além destes, alguns estudos internacionais são: Geske e Roll (1983), Schwert (1989), Chen (1991), Walid et al. (2011), Lin (2012) e Moore e Wang (2014). No Brasil, citam-se Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005), Grôppo (2006), Araújo e Bastos (2008), Carvalho e Vieira (2014) e Ribeiro, Leite e Justo (2016).

Moore e Wang (2014), por exemplo, estudaram a relação da taxa real de câmbio e da taxa de juros com o retorno diferencial das ações (em relação ao mercado americano) para países asiáticos emergentes e alguns países desenvolvidos. Eles constataram que, nos países emergentes, o mercado asiático passou a ser modelado pelas taxas de juros diferenciais pós-crise do *Subprime*. No caso brasileiro, Carvalho e Vieira (2014) verificaram que os preços das ações são autocorrelacionados e, também, influenciados positivamente pelo mercado de câmbio. Verificaram, ainda, que mudanças na volatilidade da taxa de câmbio causam mudanças em sentido contrário na volatilidade do Ibovespa.

Ribeiro, Leite e Justo (2016), por sua vez, analisaram a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro no período de janeiro de 1995 e dezembro de 2010. Eles constataram causalidade bidirecional negativa de curto prazo entre IPCA e Ibovespa e relação positiva do PIB com o Ibovespa. Porém, diferente dos achados de Carvalho e Vieira (2014), o dólar apresentou uma associação negativa com o Índice Ibovespa.

Ao se considerar a hipótese de que o processo econômico pode estar atrelado à atuação política dos governos, dado o jogo de interesses existente entre os partidos em função da disputa eleitoral, é importante agregar o Risco Político no estudo desse tipo de relação. Segundo a teoria do *Public Choice*, os políticos agem em interesse próprio e praticam políticas públicas a fim de angariar votos. Então, é razoável supor que um processo eleitoral seja motivador de alguma instabilidade econômica e afete o mercado. Afinal, alguma reação pode haver entre os investidores e as empresas que compõem o mercado acionário.

A interferência de processos eleitorais sobre o mercado de ações pode ocorrer em função do que discutem Rennó e Spanakos (2002). Para os autores, eleições são eventos relacionados a risco e, conseqüentemente, geram incerteza no mercado financeiro. Além disso, há uma clara influência das intenções de votos sobre os indicadores financeiros, de forma que o governo tenta ampliar suas possibilidades de vitória manuseando políticas econômicas, tais como

aumento do déficit e redução do desemprego. Sendo assim, os mercados financeiros costumam apresentar comportamentos reacionários nos períodos adjacentes às eleições presidenciais.

É possível inferir, então, que há uma dinâmica entre a atuação dos políticos nos períodos de disputa eleitoral, o desempenho econômico e o comportamento do mercado de ações, pois os investidores do mercado acionário têm uma percepção sobre a economia e o Risco Político existente em períodos eleitorais. Segundo o que apresentam Bjørnland e Jacobsen (2013), os preços dos ativos refletem a expectativa do setor privado sobre a economia. Nesse sentido, por se tratar de um evento relacionado a risco, uma eleição presidencial também provocaria no setor privado algum comportamento reacionário, de forma que se espera que ele sinalize suas expectativas sobre a economia nos períodos eleitorais. Diante disso, faz-se presente a necessidade de se investigar como se comporta o Ibovespa em períodos de eleições presidenciais.

Em seu estudo, Araújo Júnior *et al.* (2016) admitem a hipótese de que pode haver ciclos político-econômicos no mercado de ações e apontam a anomalia de o mercado não funcionar eficientemente devido à intervenção do governo. Dentre os estudos que trabalham sobre essa lógica, pode-se destacar Santa-Clara e Valkanov (2003), que estudaram o risco e o retorno de ações americanas para governos Republicanos e Democratas de 1927 a 1998. Seus resultados não apontaram diferenças estatisticamente significativas no risco das ações devido à frente partidária no poder. Porém, constataram maiores retornos reais diante dos governos Democratas.

Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) procederam com um estudo de eventos da volatilidade dos índices do mercado acionário de 27 países componentes da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) em períodos ao entorno de eleições majoritárias. Eles constataram que a variância do índice específico de cada país dobra durante a semana das eleições e que alguns fatores que influenciam nesse comportamento são estreita margem de vitória e mudança na orientação política do partido no poder. Além disso, verificou-se que mercados mais novos apresentam maior reação às eleições.

Partindo de uma mescla entre as abordagens dos trabalhos de Chen, Roll e Ross (1986) e de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008), o foco desta pesquisa foi investigar a relação entre a volatilidade do retorno de índices de bolsas de valores com indicadores de Política Econômica em períodos de eleições presidenciais. Diante disso, esta dissertação visa responder à seguinte pergunta: O que ocorre com os retornos mensais e a volatilidade dos retornos mensais

do Ibovespa frente às mudanças em variáveis conjunturais da economia em períodos adjacentes às eleições presidenciais diretas no Brasil pós-redemocratização?

As variáveis conjunturais pesquisadas são: taxa nominal de juros, taxa real de juros, taxa de inflação, variação da taxa de câmbio, variação da emissão de papel moeda, variação da quantidade de papel moeda em poder da população, além de outros indicadores como taxa nominal de juros americana, *spread* entre as taxas de juros nominais brasileira e americana (prêmio de risco para o investidor estrangeiro investir no Brasil), risco da taxa de câmbio e retornos do índice *Morgan Stanley Capital International* (MSCI), a serem melhor exploradas posteriormente.

Diante dessa questão, essa dissertação busca investigar duas hipóteses de pesquisa básicas: A primeira hipótese considera que o Risco Político, decorrente da incerteza gerada pelas eleições majoritárias, provoca redução dos retornos do Ibovespa. A segunda hipótese é de que a incerteza gerada por esse Risco Político provoca maior volatilidade do Ibovespa.

1.1 Objetivos

O objetivo geral desta dissertação foi investigar como se comportam a volatilidade e o retorno do principal índice do mercado acionário brasileiro, Ibovespa, diante das mudanças nas variáveis conjunturais econômicas que ocorrem antes, durante e depois de eleições presidenciais diretas no período pós-redemocratização. Para tanto, os objetivos específicos são desmembrados em:

- Analisar o comportamento individual das séries temporais envolvidas no estudo quanto às estatísticas descritivas, estacionaridade, correlação, autocorrelação e razão de volatilidade;
- Investigar a relação estatística entre os retornos mensais do Ibovespa e variáveis conjunturais econômicas no período de 1985 a 2017 (pós-redemocratização);
- Verificar se as eleições diretas e os processos de *impeachment* são fatores significativos e/ou intensificadores da relação entre os retornos do Ibovespa e as variáveis conjunturais econômicas;
- Modelar a volatilidade dos resíduos, verificar se as eleições e *impeachments* são significativos e investigar se há volatilidade anormal em períodos adjacentes às eleições.

1.2 Justificativa e Relevância do Estudo

A redemocratização brasileira foi, segundo Kinzo (2001), um processo longo: transcorreram 11 anos entre 1974 e 1985, quando o poder foi retomado pelos civis, e mais 5 anos para que o presidente da República fosse escolhido através das eleições diretas. A autora destaca que o sistema político brasileiro tem claros contornos de uma democracia, sem, contudo, deixar de apresentar problemas quanto à representação política e o processo de decisão.

É importante ressaltar que, dentre as mais vastas definições de democracia, a este trabalho mais interessa a apresentada por Kinzo (2004), que trabalha o conceito abordado por Schumpeter (1961), segundo o qual o método democrático permite alcançar decisões políticas através de uma luta competitiva pelo voto popular. Kinzo (2004), por sua vez, destaca que, para Sartori (1987), eleições possibilitam alternância de maiorias no poder, além de representatividade no Legislativo e responsividade no Executivo. A ideia de responsividade, aqui, baseia-se na expectativa de que o governo atue com eficiência e competência em resposta às demandas e com prestação de contas à população.

A despeito da definição de Sartori (1987), Kinzo (2001) apresentou críticas que são ainda atuais. Segundo a autora, há um pessimismo generalizado em relação aos frutos da democracia no Brasil, o que se deve a uma ineficácia do governo em solucionar problemas econômicos e sociais, além de uma série de denúncias de corrupção envolvendo lideranças políticas importantes.

Essa ineficácia pode ser abordada através da Escola do *Public Choice*, segundo a qual o eleitorado vota no político que melhor atenda ao seu interesse particular, não naquele capaz de melhor atender ao interesse público. Quanto aos políticos, as premissas são de que eles agem e tomam decisões, também, baseados na satisfação de seus próprios interesses (FALCÃO; NEIVA, 2016). Downs (1957), então, formula a hipótese de que partidos políticos, em uma democracia, não buscam se eleger para servir a interesses de grupos. Pelo contrário, eles elaboram políticas estritamente como forma de conquistar votos.

Araújo Júnior *et al.* (2016) trabalham com a visão de que políticos respondem a incentivos e de que o mercado de ações é influenciado pela ação governamental. Partindo do pressuposto do *Public Choice*, Falcão e Neiva (2016) defendem que o aumento do orçamento público é ferramenta importante para a conquista de votos e, portanto, conquista de vantagens pessoais. Além disso, segundo Downs (1957), os partidos políticos precisam de divulgação nos mais diversos canais de comunicação, o que se mostra bastante oneroso. Para que não precisem

dispender recursos próprios, os partidos buscam arrecadar doações ou até vender favores políticos para aqueles que podem pagar por tempo em televisão e divulgação. Segundo o autor, qualquer dessas formas vem acompanhada de troca de ajuda política por favores políticos.

Exemplo dessa troca de favores foi, segundo Kinzo (2001), a candidatura de Tancredo Neves para concorrer à presidência em oposição ao bloco militar em 1985. Segundo a autora, diante da derrota da Emenda das “Diretas Já”, a candidatura de Tancredo não seria viabilizada sem que se conseguisse o apoio de parlamentares do partido do governo. Para tanto, em troca do apoio de uma ala do governo, o senador José Sarney, associado aos militares, foi escolhido para ser o candidato a vice-presidente da oposição. É possível, então, trabalhar com o Risco Político como *proxy* desse jogo de interesses ao redor da corrida eleitoral no contexto da redemocratização brasileira.

Conforme visto anteriormente, o Plano Real foi o responsável pela estabilização da inflação e garantia do poder de compra da moeda, o que ocorreu, dentre outros fatores, com a âncora cambial. No entanto, segundo Ramos (2016), houve um ataque especulativo ao Real no terceiro trimestre de 1998, motivado principalmente por consequência do contágio causado pela crise da Rússia. Dada essa perturbação, para que a moeda não sofresse forte desvalorização, o governo decidiu manter a política cambial vigente à época, principalmente pelo fato de ser um ano eleitoral. Segundo Ferrari Filho (2001), este é, portanto, um exemplo de intervenção do governo na economia em períodos eleitorais. E cabe, aqui, chamar atenção para o fato de que, após passada a eleição, ainda segundo o autor, a partir de janeiro de 1999 foi eliminada a âncora cambial e adotado o regime de câmbio flutuante.

Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009) falam, ainda, sobre uma crise de confiança nas eleições presidenciais de 2002, quando Luís Inácio Lula da Silva foi eleito presidente. Segundo os autores, a crise de confiança aliada à crise energética do Brasil e atentado terrorista de 11 de setembro de 2001 foram as causas do não cumprimento da meta de inflação nos anos de 2001 e 2002.

Em uma análise mais recente, Azevedo e Serigati (2015) avaliam a condução dos preços administrados do IPCA como instrumentos para cumprimento da meta de inflação. Segundo eles, claramente os preços de energia elétrica, derivados de petróleo, Correios e tarifas de ônibus urbanos são utilizados de modo subordinado à política de controle de inflação como estratégia política-eleitoral. Consoante com essa lógica, eles abordam evidências de que o governo de Dilma Rousseff teria utilizado dessa estratégia no período pré-eleitoral de 2014 para frear a forte alta da inflação.

Silva, Barbosa e Ribeiro (2016) apontam que, nessa mesma eleição presidencial, a bolsa de valores brasileira apresentou recorde de negociações e o Ibovespa apresentou significativa alta em função de o candidato Aécio Neves (Partido da Social Democracia Brasileira – PSDB) ter alcançado a disputa para o segundo turno em oposição à Dilma Roussef (Partido dos Trabalhadores – PT). Segundo os autores, essa foi uma reação dos investidores em decorrência da alta rejeição à candidata do PT, do fraco crescimento econômico e das diversas denúncias de corrupção.

É notório, então, que o Risco Político, intensificado em períodos de eleições presidenciais, caracteriza-se como fator que pode exercer influência sobre os mercados de ações. Exemplo disso foi a reação dos principais mercados acionários ao redor do mundo diante da vitória de Donald Trump na disputa à presidência dos Estados Unidos nas Eleições de 2016. Os índices das principais bolsas de valores do mundo fecharam o dia seguinte ao resultado das eleições em queda. Podem-se destacar os índices Nikkei (Tóquio), Hong Kong, Seoul, FTSE-100 (Londres) e CAC-40 (Paris), dentre os quais apresentaram baixas superiores a 2% em um único dia.

Diante disso, ressalta-se a importância de o investidor melhor conhecer o comportamento do mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, para que possa administrar os riscos inerentes aos processos eleitorais. Sob essa lógica, Carvalho e Vieira (2014) acrescentam que um melhor entendimento desse tipo de relação é importante para os órgãos reguladores, os quais buscam um desempenho apropriado dos mercados financeiros. Além disso, os estudos baseados na volatilidade dos retornos dão base para tomadas de decisão na gestão de risco e montagem/alocação de carteiras, além da aplicação na precificação de ativos e supervisão regulatória pelos agentes públicos.

A opção pelo uso empírico do Ibovespa como referencial do mercado acionário brasileiro se dá pela relevância que ele representa em modelos de precificação de ativos, tanto monofatoriais quanto os multifatoriais. O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), por exemplo, tem como seu único fator o retorno em excesso do mercado, usualmente representado por seu índice referencial, com relação a um ativo livre de risco. Nos casos multifatoriais, é recorrente o uso do retorno do índice de mercado como um dos fatores. A *Arbitrage Pricing Theory* (APT) não especifica quantos nem quais devem ser os fatores a serem analisados, mas há uma diversidade de estudos nacionais que usam o Ibovespa como *proxy* para o mercado acionário brasileiro. Por fim, os modelos de três, quatro e cinco fatores, de Fama-French e Cahrart, por derivarem do CAPM, também utilizam o retorno em excesso do mercado como um dos fatores

de precificação. Acrescenta-se a isso o fato de o Ibovespa ser o gatilho para suspender as negociações de todo o pregão da bolsa em casos de variações atípicas nos preços dos ativos (CVM, 2014).

É válido reforçar que há vasta literatura internacional que investiga a relação entre indicadores macroeconômicos e preços dos ativos. Há, porém, um volume modesto de trabalhos que buscam detectar o comportamento de bolsas de valores sob determinados ciclos políticos e em períodos de eleições. Adicionalmente, não há literatura brasileira suficiente para consolidar o conhecimento sobre o comportamento do mercado acionário diante de instrumentos de política monetária em períodos eleitorais, que são momentos passíveis de instabilidade econômica, dada a possibilidade de adoção de certas políticas com efeitos, apenas, de curto prazo. Maria e Leismann (2016) reforçam a inexistência de pesquisas que trabalham com o impacto das eleições majoritárias para Presidência da República do Brasil no risco de ativos.

Cabe, ainda, ressaltar o recente trabalho de Hong e Sraer (2016), em que se investigou o efeito que as divergências de opiniões dos investidores causam sobre a Linha de Mercado de Títulos (*Security Market Line – SML*). Segundo os autores, quando há um cenário de instabilidade econômica, as divergências de opiniões se ampliam e tendem a afetar negativamente os retornos das empresas de maior risco de mercado (representado pelo beta), causando uma distorção na SML, que pode deixar de ser uma reta positivamente inclinada e assumir o perfil de “U” invertido, em que as ações com maiores betas apresentam menores retornos. Hong e Sraer (2016), então, fazem considerações de como o sentimento agregado dos investidores pode influenciar a precificação de ativos em situações atípicas, dando subsídio para o presente trabalho na medida em que permite supor que as distintas percepções dos investidores acerca do cenário político podem afetar o desempenho das empresas componentes do mercado.

Este trabalho está dividido em cinco capítulos. Este primeiro introduz o tema a ser pesquisado, com as devidas contextualizações, seus objetivos, justificativas e deficiências na literatura. O segundo capítulo consiste no referencial teórico e fundamentação acerca dos principais conceitos nos quais o trabalho se baseia. O terceiro capítulo trata da metodologia, procedimentos e testes necessários para que os objetivos da pesquisa fossem atingidos. O quarto capítulo consiste na apresentação e discussão dos resultados dos testes e procedimentos metodológicos. E, por fim, o último capítulo trata das considerações finais acerca dos resultados, além de apresentar as limitações da pesquisa e suas contribuições para a academia e o mercado.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Para que se possa fazer uma discussão mais clara sobre o impacto que as variáveis conjunturais e indicadores da economia brasileira causam no Ibovespa, é necessário percorrer conceitos e teorias que fundamentam o assunto. Para tanto, este capítulo discutirá aspectos da Moderna Teoria de Finanças, do processo de redemocratização brasileira, de Risco Político e, também, de ciclos políticos.

Inicia-se com as Hipóteses de Eficiência de Mercado, que dará base para a discussão de como o mercado acionário brasileiro reage às eleições presidenciais. Em seguida, apresentar-se-ão alguns modelos de precificação de fatores, o modelo ARMA e alguns modelos da família GARCH. Depois, serão apresentados trabalhos científicos, nacionais e internacionais, que se concentraram na relação entre variáveis econômicas e mercado acionário.

Por fim, serão abordados alguns aspectos do processo de redemocratização brasileiro e relacionados à interface entre política e economia, tais como a teoria do *Public Choice*, a estabilização econômica brasileira e o Risco Político.

2.1 Eficiência de Mercado

O sistema financeiro exerce grande importância para o desenvolvimento de uma economia, haja vista que permite a transferência de recursos dos agentes superavitários para os deficitários. Essa dinâmica, quando observada no mercado de capitais, permite o financiamento de projetos de investimentos das empresas e, conseqüentemente, estimula a geração de emprego e renda para um país. Levine e Zervos (1998) corroboram essa ideia ao dizerem que os mercados acionários podem ser meios pelos quais passa o desenvolvimento econômico.

Porém, é importante que os mercados de capitais disponham de eficiência e liquidez, permitindo aos investidores maiores possibilidades de transacionarem seus títulos e realizarem seus lucros. Carvalho (2000) pontua ser essencial um sistema financeiro eficiente para maximizar o crescimento econômico, pois favorece a transferência de recursos entre os agentes superavitários e aqueles carentes de recursos de longo prazo.

Araújo Júnior *et al.* (2016) defendem que o bom funcionamento de uma economia de mercado depende do mercado acionário. Sendo assim, dada tamanha importância dos mercados de ações, torna-se fundamental fazer uma abordagem sobre a vertente de Fama (1970) a respeito

da eficiência de mercado, que é uma corrente muito difundida e amplamente estudada em finanças.

Sobre o mercado brasileiro, Teixeira (2011) pontua que ele passou a desfrutar de maior eficiência a partir do Plano Real. Camargos e Barbosa (2006) atribuem, a isso, maior integração econômico-financeira e comercial com o exterior, estabilização econômica, privatizações e evolução da regulação no mercado de capitais, dando maior transparência às negociações e atraindo um considerável fluxo de capital estrangeiro.

Simons e Lareyea (2006) apresentam três conceitos correlatos à eficiência: Eficiência Alocacional, Operacional e Informacional. A Eficiência Alocacional representa a capacidade de distribuição de riqueza, entre investimento e consumo, intrínseca ao mercado. A Eficiência Operacional refere-se aos custos, agilidade e confiabilidade da intermediação financeira. Por último, a Eficiência Informacional está ligada à capacidade de os mercados incorporarem nos preços todas as informações relevantes disponíveis no mercado.

Dentre essas três vertentes, a Eficiência Informacional é a mais explorada. Sua visibilidade foi ampliada a partir do trabalho de Fama (1970), que apresentou as Hipóteses de Eficiência de Mercado (HEM), a partir das quais a noção de eficiência está relacionada ao fato de os preços dos ativos serem formados segundo um modelo de *Fair Game*, percorrerem caminhos aleatórios (modelo *Random Walk*) e serem fruto da reação do mercado às novas informações disponibilizadas aos investidores.

Segundo o modelo de *Fair Game*, o autor pontua que a esperança de preço dos ativos, condicionados a um determinado conjunto de informações, é formado pelo preço no período anterior e pela esperança de retorno condicionada ao mesmo conjunto de informações, conforme equação (1), em que $p_{j,t+1}$ é o preço do ativo j no período $t+1$, φ_t representa um conjunto de informações no tempo t , a serem completamente incorporadas pelo preço do ativo j no tempo t ($p_{j,t}$) e $r_{j,t+1}$ representa o retorno de um período do ativo j no tempo $t+1$.

$$E(p_{j,t+1}|\varphi_t) = p_{j,t}[E(r_{j,t+1}|\varphi_t)] \quad (1)$$

Essa formulação implica o pressuposto de que a informação φ_t será completamente utilizada na determinação do equilíbrio dos retornos esperados. O modelo se baseia, então, nos retornos médios e pressupõe que os retornos anormais sejam nulos, já que todas as informações são refletidas nos preços dos ativos. Essa relação está representada nas equações (2) e (3), a seguir, em que $r_{j,t+1}^*$ representa o retorno anormal do ativo j no tempo $t+1$.

$$r_{j,t+1}^* = r_{j,t+1} - E(r_{j,t+1}|\varphi_t) \quad (2)$$

$$E(r_{j,t+1}^*|\varphi_t) = 0 \quad (3)$$

O modelo *Random Walk*, por sua vez, representa uma generalização do modelo *Fair Game*. Em sua formulação, os retornos incondicional e condicional são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), ou seja, quaisquer momentos estatísticos – média, variância, assimetria ou curtose – dos retornos dos ativos são iguais, independentemente de serem condicionados ou não a um conjunto de informações.

A equação (4) ilustra que os retornos condicional e incondicional têm mesma distribuição F independente do momento estatístico n . Já a equação (5) representa essa igualdade e independência para o primeiro momento estatístico ($n=1$), ou seja, para a média.

$$F^n(r_{j,t+1}|\varphi_t) = F^n(r_{j,t+1}) \quad (4)$$

$$E(r_{j,t+1}|\varphi_t) = E(r_{j,t+1}) \quad (5)$$

Para diferenciar os tipos de informações que os preços incorporam, o autor apresentou três níveis de eficiência: forma fraca, forma semiforte e forma forte. Nos mercados com eficiência na forma fraca, os preços incorporam apenas informações passadas e sua própria série histórica de cotações. Na forma semiforte, os preços refletem todas as informações públicas. E, por fim, mercados com eficiência na forma forte têm os preços formados, também, pelas informações privadas, possuídas por um pequeno grupo de investidores. Maluf Filho (1991) pontua que essas formas de eficiência seguem uma ordem de dominância, na qual o nível semiforte exige cumprimento dos requisitos da forma fraca e o nível forte requer o cumprimento das condições da forma semiforte.

Além de apresentar as formas de eficiência, Fama (1970) apresentou, também, os testes que devem ser conduzidos para se identificar a eficiência dos mercados. Os testes para identificação da forma fraca medem a correlação dos retornos, de forma que se busque entender se os retornos passados são capazes de predizerem os retornos presentes e futuros. Quanto à forma semiforte, os testes medem a agilidade dos preços em incorporar novas informações públicas, tais como anúncios de dividendos. Por fim, os testes da forma forte buscam detectar a possibilidade de algum investidor obter lucros anormais sob a posse de informações privadas que ainda não foram incorporadas nos preços dos ativos.

Segundo a HEM, não é possível prever os retornos das ações, pois eles são não autocorrelacionados. A hipótese sugere, então, que não seria possível obter ganhos anormais e sistemáticos acima do mercado, observando apenas o histórico de preços. Ela diz, ainda, que maiores ganhos também não são possíveis quando se tenta antecipar um movimento com relação aos demais investidores a partir do acesso a determinadas informações, mesmo que sejam de caráter privado, pois ela pressupõe a ausência de custo para obtê-las.

Dentre os pressupostos da HEM de Fama (1970) estão a inexistência de custos de transação nas negociações de títulos, a ausência de custos para acesso à informação por todos os participantes do mercado e o comportamento racional dos investidores. Essa última condição diz sobre a homogeneidade de expectativas entre os investidores frente aos efeitos das informações. Então, predominaria um consenso de opiniões entre os participantes do mercado.

Anos depois de apresentar as HEM, Fama (1991) reformulou os testes de eficiência de mercado. Neste trabalho, os testes de eficiência da forma fraca foram ampliados e renomeados para teste de previsibilidade dos retornos. Eles passaram a incluir o poder de previsão de retornos com dividendos e taxa de juros. Os testes da forma semiforte passaram a estudo de eventos, e os testes da forma forte passaram a testes de informações privadas.

Os inúmeros trabalhos que investigam a eficiência de mercado têm, em geral, encontrado fontes de ineficiência. Esse fato já fora antecipado por Fama (1970), quando ressaltou que os pressupostos da HEM não descrevem o mercado na prática. Segundo Araújo Júnior *et al.* (2016), do ponto de vista prático, é possível relaxar a hipótese de que o mercado funcione de maneira perfeita. Forti, Peixoto e Santiago (2009) apontam que os custos das transações, a liquidez das ações e a disponibilidade de informações variam de um mercado para outro e podem influenciar diretamente a eficiência desses mercados. Teixeira (2011) ressalta, porém, que a ineficiência de um mercado tende a diminuir à medida que ele evolui.

Fama (1970), porém, ressalta que, por maiores que sejam os custos de transação, os preços ainda assim se ajustam às novas informações, pois, para que a eficiência seja alcançada, não é necessário que a totalidade dos investidores tenham acesso às informações. Basta que uma parcela deles o tenha.

Por outro lado, Teixeira (2011) aponta que há estudos que consideram fatores que são influentes na formação dos preços e que vão além da corrente iniciada por Fama (1970). Dentre esses fatores extras, inclui-se o comportamento humano, que incorpora irracionalidade aos preços e resulta em fontes de ineficiência dos mercados.

Teixeira *et al.* (2015) apontam uma falta de consenso existente entre os pesquisadores desse campo das finanças. Segundo os autores, mesmo depois de tantos anos do trabalho seminal de Fama em 1970, o comportamento dos preços dos ativos no mercado é ainda pouco conhecido. Para eles, a questão da precificação de ativos está envolta de indefinições.

Forti, Peixoto e Santiago (2009) fizeram uma revisão bibliográfica dos trabalhos que estudam eficiência do mercado brasileiro. Eles constataram que todos os autores detectaram ineficiências em nosso mercado acionário. Seus resultados apontam que, dentre os trabalhos consultados e que estudam a eficiência do mercado brasileiro em sua forma fraca, 42% corroboram a HEM. 100% dos trabalhos que testaram a eficiência na sua forma semiforte corroboram a HEM, e 100% dos trabalhos que testaram a eficiência na forma forte rejeitam a HEM.

Insta observar que apenas 2 estudos para testar a forma forte foram encontrados. Isso se deve à dificuldade de se conduzir esses testes em função da restrição de acesso às informações privadas. Além disso, os autores ressaltam que o fato de 100% dos trabalhos de eficiência na forma semiforte corroborarem a HEM não permitem inferir que o mercado brasileiro assume uma forma semiforte, pois os estudos buscam, em geral, encontrar apenas evidências de ineficiência informacional em relação a eventos específicos.

Com o objetivo de analisar a eficiência do mercado acionário brasileiro no setor de papel e celulose, Souza e Callado (2011) selecionaram algumas variáveis explicativas macroeconômicas - como taxa de juros, câmbio e inflação - e informações setoriais - como preço, exportação e produção - no período de julho de 2005 a novembro de 2009. Eles constataram indícios de ineficiência do mercado quanto à sua forma fraca.

Os autores apontam o estudo de eficiência como essencial para entender o comportamento dos preços e sua relação com a conjuntura econômica em que se insere o ativo referido. Além disso, segundo Teixeira (2011), a tomada de decisão pelos investidores envolve expectativas de rendimentos futuros e riscos, os quais são estimados a partir de informações passadas, presentes ou expectativas futuras, sejam elas sobre as empresas ou sobre o cenário econômico.

Então, a eficiência de mercado pode ser trabalhada de forma endógena, a partir de informações das empresas, ou exógenas, a partir de informações econômicas. Seguindo a linha de fatores endógenos, Souza (2011) apresenta modelos típicos de fatores fundamentais, os quais utilizam informações e dados contábeis intrínsecos às empresas como variáveis explicativas para o preço da ação no mercado.

Quanto à abordagem de fatores exógenos às empresas, Souza (2011) e Teixeira (2011) apontam que o teste de eficiência na sua forma semiforte, chamado estudo de eventos, pode utilizar informações de origens macroeconômicas, tais como taxa juros, Produto Interno Bruto, taxa de inflação, taxa de câmbio, crescimento, produção, investimentos, endividamento, capacidade de pagamento, saldos em reservas internacionais e em conta corrente, exportações e importações, poupança e crédito etc.

Teixeira (2011) complementa que as empresas podem ter sua capacidade de gerar fluxos de caixa afetadas adversamente em decorrência de alterações na condução da política econômica, o que dá subsídio para condução dessa dissertação, já que pretende encontrar relação entre fatores econômicos e o desempenho do principal índice representativo do mercado brasileiro, o Ibovespa, em períodos eleitorais, quando há intensa atividade política.

Araújo Júnior *et al.* (2016), em seu estudo, acrescentam que a intervenção governamental na economia pode ser fonte de ineficiência do mercado de ações. Segundo os autores, pode-se admitir que essa intervenção governamental tem relação com o comportamento dos políticos, os quais respondem a incentivos. Os autores admitem, então, a existência de ciclos político-econômicos no mercado de ações.

2.2 Modelos Fatoriais de Precificação

A partir da perspectiva de eficiência de mercado, abordada anteriormente, é necessário que se faça uma discussão acerca do equilíbrio de mercado e da precificação dos ativos a ele pertencentes. Conforme ressaltado por Teixeira *et al.* (2015), o comportamento dos preços dos ativos no mercado é fonte de divergência entre os autores em seus diversos estudos, e, por isso, a questão da precificação está cercada de indefinições.

Os investidores tomam suas decisões embasados em expectativas de rendimentos futuros e de riscos, o que foi discutido por Markowitz (1952), em seu trabalho seminal. A partir dele, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolveram paralelamente, porém independentemente, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), um modelo de precificação que veio a ser o mais difundido em finanças e que servira como ponto de partida para o trabalho de Fama (1970).

Rogers e Securato (2009) reforçam a ideia de que o CAPM ganhou importância por considerar a sensibilidade do retorno de um ativo em relação ao retorno do mercado, medido pelo coeficiente beta, como a única medida de risco do ativo. Para os autores, esse é um modelo

com aplicação direta na precificação de ativos – pois a taxa de retorno dos ativos de risco é função do beta de mercado – e na estimativa do custo de capital das empresas.

Diante desse tipo de aplicações, Fama (1991) e Fama e French (1992) ressaltam que os profissionais de mercado têm incorporado em suas práticas os resultados de trabalhos empíricos sobre eficiência de mercado e modelos de precificação de capitais. Porém, uma crítica ao CAPM refere-se ao fato de que há diversas outras características dos ativos que explicam seus retornos médios de forma mais precisa do que o beta de mercado.

Segundo Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), o modelo de um fator relaciona a dispersão do retorno de um ativo em relação à carteira de mercado através de uma regressão linear simples, conforme a equação (6),

$$R_j - R_F = \alpha + \beta(R_M - R_F) + \varepsilon \quad (6)$$

em que R_j é o retorno esperado do ativo j , R_M é o retorno da carteira de mercado, R_F é o retorno do ativo livre de risco, α é o intercepto, β é o coeficiente que mede a sensibilidade do retorno do ativo j em relação ao retorno do mercado e ε é um erro de ruído branco. Souza (2011) ressalta que títulos com beta negativo podem apresentar um bom ou um mau desempenho quando o mercado apresenta queda ou alta, respectivamente.

Neves e Amaral (2002) esclarecem que o retorno de um ativo pode ser descrito transportando-se R_F para o lado direito da equação (6). A partir daí, o retorno do ativo passa a ser representado pela soma da taxa livre de risco com o prêmio pelo risco, em que o prêmio pelo risco equivale a $\beta(R_M - R_F)$.

Salienta-se que os pressupostos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) para o CAPM são fatores limitantes do modelo e que o afastam da realidade dos mercados. Alguns dos principais pressupostos são:

- Os investidores são avessos a risco;
- Há grande quantidade de investidores nos mercados acionários, de forma que nenhum é capaz de influenciar, individualmente, o mercado;
- Não há custos de transação ou incidência de impostos;
- Há grande eficiência informacional e, portanto, os investidores têm acesso às mesmas informações e geram as mesmas expectativas de retorno para os ativos;
- Os retornos dos ativos assumem distribuição normal;
- Os investidores podem tomar emprestado ou emprestar ativos a uma taxa livre de risco.

É possível, então, perceber que tais pressupostos limitam a aplicabilidade do CAPM a mercados eficientes, o que o torna contestável. Apesar da simplicidade e utilidade quase que intuitiva, críticas ao modelo foram apresentadas por Ross (1976) e Roll (1977).

Diante disso, Ross (1976) apresentou uma versão de precificação de ativos que é uma generalização do CAPM: a *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Esse é um modelo multifatorial que também foi bastante difundido e significou melhoria na explicação dos retornos dos ativos, além de ter menos pressupostos. A formulação do modelo segue conforme equações (7) e (8), a seguir.

$$R = \hat{R} + \beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \dots + \beta_i F_i + \varepsilon \quad (7)$$

$$R = R_F + \beta_1(R_1 - R_F) + \beta_2(R_2 - R_F) + \dots + \beta_i(R_i - R_F) + \sum_{i=1}^n \frac{1}{K} \varepsilon_i \quad (8)$$

A equação (7) apresenta a combinação linear de i fatores F_i , de média nula, com o retorno esperado R para o ativo estudado. Já a equação (8) especifica que os fatores geradores de retorno são retornos em excesso com relação ao ativo livre de risco ($R_i - R_F$). Em ambas as equações, os betas β_i representam o coeficiente de sensibilidade do ativo às variações do fator F_i correspondente e ε representa o termo de erro idiossincrático, ou seja, é o erro residual não explicado pelos fatores. Os pressupostos para o modelo APT são:

- Os agentes têm expectativas homogêneas e são avessos a risco, buscando maximizar sua função utilidade;
- O mercado, quando em equilíbrio, não dá oportunidade de retornos anormais (ganhos de arbitragem) sem que se corra riscos adicionais.

Souza e Callado (2011) complementam que a precificação de ativos de um setor específico pode ser melhor estruturada se fatores setoriais forem incluídos na regressão múltipla. Roll e Ross (1995) apontam que, em uma carteira ampla, o efeito da diversificação elimina o termo de erro idiossincrático. Além disso, segundo os autores, os fatores não sistêmicos exercem influência nos retornos das empresas e fatores sistêmicos exercem influência em carteiras amplas e, portanto, em índices. Daí a proposta desta dissertação em estudar a forma com que variáveis macroeconômicas explicam o retorno do Ibovespa

Apesar de desenvolver um modelo multifatorial, Ross (1976) foi omissivo em não especificar quantas nem quais são as variáveis relevantes do processo gerador de retornos. Para suprir tal omissão, Roll e Ross (1980) aplicaram testes com a APT através da análise fatorial e constataram que pelo menos três, e não mais do que quatro, fatores seriam importantes para a precificação e estimação de retornos de ativos.

Connor (1995) destaca que os modelos multifatoriais podem ser segmentados em modelos de fatores estatísticos, fatores fundamentais e fatores macroeconômicos. Isso quer dizer, então, que, à semelhança do que foi abordado na seção de eficiência de mercado, a APT pode ser trabalhada tanto de forma endógena, a partir de informações das empresas, quanto exógena, a partir de informações econômicas.

Teixeira (2011) argumenta que os modelos de fatores estatísticos estimam os retornos e a sensibilidade dos retornos aos fatores através de procedimentos estatísticos, tal como análise de componentes principais. Os modelos de fatores fundamentais, por sua vez, utilizam características e dados contábeis da empresa como variáveis preditoras, tais como os modelos de três, quatro e cinco fatores de Fama-French-Cahart. Por último, os modelos de fatores macroeconômicos aplicam séries temporais macroeconômicas, tal como fizeram Chen, Roll e Ross (1986).

Uma importante discussão dos modelos de fatores fundamentais é a aplicação do fator tamanho da empresa. Segundo Teixeira (2011), esse efeito foi documentado inicialmente por Banz (1981) e Reinganum (1981) que apresentaram evidências empíricas de que empresas pequenas apresentam ações com maior retorno médio do que as empresas grandes.

Seguindo essa linha de pesquisa, Fama e French (1993) propuseram o modelo de três fatores, um dos mais conhecidos modelos de fatores fundamentais. Além da carteira de mercado, eles utilizaram o fator tamanho (*SMB - small-minus-big*), representado pelo portfólio composto pela compra de empresas pequenas e venda de empresas grandes, e o fator *book-to-market* (*HML - high-minus-low*), representado pelo portfólio composto pela compra de empresas com alto *book-to-market* e venda de empresas com baixo *book-to-market*, conforme equação (9). Neste estudo, eles corroboram com os resultados de Banz (1981) e Reinganum (1981), confirmando a relação negativa entre tamanho e retorno. Fama e French (1993) constataram, ainda, uma relação positiva entre o índice *book-to-market* e o retorno médio.

$$R_j - R_F = \alpha_j + b_j(R_M - R_F) + s_jSMB + h_jHML + \varepsilon_j \quad (9)$$

Carhart (1997) propôs uma extensão ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), que ficou conhecida como modelo de quatro fatores. Ele acrescenta o fator *momentum*, representado pelo portfólio formado pela compra de ações com boa performance e venda de ações com baixa performance num passado de um ano (*PR1YR - prior 1-year momentum*), conforme equação (10).

$$R_j - R_F = \alpha_j + b_j(R_M - R_F) + s_jSMB + h_jHML + p_jPR1YR + \varepsilon_j \quad (10)$$

Fama e French (2015), por sua vez, acrescentaram outros 2 fatores ao seu modelo de três fatores, quais sejam lucratividade (*RMW - robust-minus-weak*) e investimentos (*CMA - conservative-minus-aggressive*), conforme equação (11). O fator *RMW* é representado pelo portfólio composto pela diferença de retorno de ações com lucratividade alta e consistente, e ações com lucratividade fraca. Já o fator *CMA* é representado pelo portfólio composto pela diferença de retorno de ações de empresas com baixo investimento (conservadoras) e ações de empresas com alto investimento (agressivas).

$$R_j - R_F = \alpha_j + b_j(R_M - R_F) + s_jSMB + h_jHML + r_jRMW + c_jCMA + \varepsilon_j \quad (11)$$

Ao testarem o modelo de três fatores de Fama e French (1993) no Brasil, Rogers e Securato (2009) verificaram que o modelo é adequado para explicar os retornos futuros. Porém, o fator com o efeito *book-to-market* não apresentou significância estatística, indicando, então, a possibilidade de um modelo de dois fatores se apresentar adequado para explicar os retornos dos ativos no mercado acionário brasileiro: um que exprime o retorno em excesso do mercado e outro que exprime o efeito tamanho da empresa.

Porém, é importante ressaltar que, devido ao escopo desta pesquisa, faz-se mais importante explorar o modelo de fatores macroeconômicos. Segundo Teixeira (2011), a saúde financeira e operacional das empresas pode ser atrapalhada ou alavancada por mudanças na forma em que o governo conduz a política econômica, pois a carga tributária, as variações cambiais, taxas de juros, inflação etc. podem afetar a capacidade de geração de fluxos de caixa futuros das empresas.

Dando suporte a esses modelos, a CVM (2014) apresenta a abordagem *top-down* da análise fundamentalista, em que o valor de mercado das ações sofre influência de informações econômicas. Teixeira, Barbosa e Souza (2012) mencionam que o risco de mercado pode estar

relacionado a esses tipos de variáveis. Em função disso, os modelos de fatores macroeconômicos buscam investigar tal relação. Segundo os autores, um dos pioneiros nesse tipo de relação entre variáveis macroeconômicas e mercados acionários foi Officer (1973). Chen, Roll e Ross (1986), dando continuidade a esse tipo de estudo, apresentaram o mais difundido trabalho, nesse sentido. Seus achados serão melhor abordados posteriormente.

Diversos são os trabalhos que realizam um paralelo comparativo entre o poder explicativo dos modelos CAPM e APT. Mello e Samanez (1999) e Neves e Amaral (2002) conduziram estudos muito parecidos e ambos verificaram que a APT apresenta desempenho superior ao CAPM para o mercado acionário brasileiro, pois o beta de mercado não foi capaz de explicar sozinho o retorno dos ativos estudados. Apesar dos resultados, os autores ressaltam que o CAPM não deve ter sua validade descartada.

2.3 Estudos da Relação Entre Variáveis Econômicas e o Retorno do Mercado

Como ressaltado na introdução, os preços dos ativos refletem a expectativa do setor privado sobre a economia (BJØRNLAND; JACOBSEN, 2013), por isso é importante que os investidores conheçam o comportamento do mercado de ações para que possam realizar melhor administração dos riscos de seus investimentos. Além disso, Carvalho e Vieira (2014) pontuam a importância de se entender as variações nos preços dos ativos e no câmbio, pois podem envolver retornos ou perdas para os investidores.

Já há algumas décadas, essa interação entre o comportamento do mercado acionário e variáveis macroeconômicas tem sido vastamente estudada, pois se trata de um objeto de interesse entre acadêmicos e analistas de mercado. Araújo e Bastos (2008) argumentam que o preço dos ativos no mercado acionário não decorre apenas dos indicadores financeiros das empresas. Ele é fruto também da interação de algumas variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, taxa de câmbio, índices de inflação e produção industrial, representando a atividade econômica.

Em decorrência disso, nesta seção será feito um apanhado sobre alguns dos diversos trabalhos teóricos e empíricos que investigam o relacionamento estatístico entre variáveis macroeconômicas e retorno do mercado acionário. Officer (1973) foi um dos primeiros autores a investigar a relação entre variáveis macroeconômicas e mercados acionários. Analisando os retornos das ações listadas na bolsa de Nova Iorque no período de 1897 a 1969, o autor constatou que flutuações na economia estão relacionadas com a volatilidade do retorno das

ações. Ele analisou a influência que as séries de desvios padrão da Produção Industrial e da Oferta de Moeda M2 exercem sobre a série de desvios padrão dos retornos das ações listadas na *New York Stock Exchange* (NYSE).

Nesse trabalho, foram utilizados dados mensais para as variáveis. Porém, devido ao longo período analisado, não se encontrou um índice de mercado ativo para todo o intervalo de tempo. Então, ele compôs um índice de mercado conforme detalhado a seguir e defendeu haver um altíssimo coeficiente de correlação entre as séries de desvios padrão de 1 ano dos retornos destes índices:

- *Dow Jones Industrial Average* (12 ações): fev./1897 a jul./1914;
- NYSE fechado de ago./1914 a dez./1914;
- *Dow Jones Industrial Average* (20 ações): jan./1915 a jan./1926;
- *Fisher Arithmetic Index*: fev./1926 a jun./1968; e
- Índice aritmético construído a partir de *Scholes Daily Price File*: jul./1968 a jun./1969.

Dornbush e Fisher (1980) desenvolveram um modelo sobre a relação macroeconômica entre câmbio e preço dos ativos. O modelo detectou uma relação negativa, em que uma depreciação cambial faz com que os produtos domésticos fiquem mais baratos para o mercado externo, elevando o volume de vendas e os lucros das companhias. Com isso, em busca de maiores retornos, os investidores pagam um preço maior pelas ações dessas empresas. Aggarwal (1981), por sua vez, estudou a relação entre a taxa de câmbio e o preço das ações nos Estados Unidos. O período pesquisado foi de julho de 1974 a dezembro de 1978, em que se tinha uma política de câmbio flutuante. Através de dados mensais, o autor constatou que uma queda na taxa de câmbio (apreciação da moeda local) leva a um aumento nos preços das ações, corroborando com os achados de Dornbush e Fisher (1980).

Geske e Roll (1983) estudaram a relação entre retornos dos ativos, inflação, taxa de juros de curto prazo, variação na taxa de juros de curto prazo, desemprego, além de alguns outros indicadores de dívida do governo. Apesar de não atribuírem causalidade entre as variáveis, os autores constataram que há uma relação negativa entre o retorno dos ativos e as mudanças na inflação (esperada e não esperada), o que, segundo eles, contraria a teoria econômica que diz que essas variáveis devem estar positivamente relacionadas. Isso ocorre pois variações na inflação esperada indicam uma expansão monetária. Seu estudo foi baseado em dados trimestrais entre 1947.1 e 1980.1.

Chen, Roll e Ross (1986) apresentaram o mais difundido trabalho que investiga esse tipo de relação. Segundo Souza e Callado (2011, p. 494-495), “[...] Este trabalho é considerado por muitos pesquisadores em finanças como um dos artigos mais importantes quando o assunto se refere à precificação de ativos através de regressão múltipla composta por fatores macroeconômicos”.

Os autores realizaram um estudo *cross-sectional* para o período de jan./1953 a nov./1983 com dados mensais das seguintes variáveis econômicas americanas: variação logarítmica da taxa de inflação (I), retorno nominal dos títulos de 1 mês do tesouro (TB), retorno dos títulos de longo prazo do governo (LGB), produção industrial (IP), retorno dos títulos de baixa qualidade (Baa), retorno do portfólio com ativos igualmente ponderados (EWNY), retorno do portfólio com ativos ponderados por valor (VWNY), taxa de crescimento do consumo real per capita (CG) e índice de preços dos produtores de petróleo (OG), além das séries derivadas dessas variáveis, tais como variações mensal e anual da produção industrial (MP e YP – equações (12) e (13)), inflação esperada (E[I]), inflação não esperada (UI – equação (14)), retorno real dos títulos de 1 mês do tesouro (RHO), variação da inflação esperada (DEI – equação (15)), prêmio de risco (URP – equação (16)) e estrutura a termo (UTS – equação (17)).

$$MP(t) = \ln\left(\frac{IP(t)}{IP(t-1)}\right) \quad (12)$$

$$YP(t) = \ln\left(\frac{IP(t)}{IP(t-12)}\right) \quad (13)$$

$$UI(t) = I(t) - E[I(t)|t-1] \quad (14)$$

$$DEI(t) = E[I(t+1)|t] - E[I(t)|t-1] \quad (15)$$

$$URP(t) = Baa(t) - LGB(t) \quad (16)$$

$$UTS(t) = LGB(t) - TB(t-1) \quad (17)$$

Seus resultados empíricos apontam para o fato de que as variações macroeconômicas exercem influência sobre o mercado acionário americano (NYSE). O modelo *cross-sectional* para o retorno dos ativos agrupados, construído a partir do rol de variáveis macroeconômicas, está expresso na equação (18), em que ε é um termo de erro idiossincrático.

$$R = \alpha + \beta_{MP}MP + \beta_{DEI}DEI + \beta_{UI}UI + \beta_{URP}URP + \beta_{UTS}UTS + \varepsilon \quad (18)$$

Segundo os autores, a influência sobre o mercado acionário se deve ao fato de as empresas terem afetadas suas taxas de desconto, capacidade de gerar fluxos de caixa e capacidade de pagamento de dividendos. Constatou-se que há cinco variáveis macroeconômicas que explicam os retornos das ações: variação mensal da produção industrial, variação na inflação esperada, inflação inesperada, prêmio de risco e flexões na curva de juros (estrutura a termo).

Eles constataram que a inclusão da variável VWNY (retorno de um portfólio com ativos ponderados por valor) como fator no modelo da equação (18) gerou coeficientes significativos sem, contudo, alterar substancialmente a qualidade de ajuste do modelo *cross-sectional* nem os coeficientes das variáveis macroeconômicas. O mesmo foi observado com a incorporação da variável EWNV (retorno de um portfólio com ativos igualmente ponderados). Observou-se, ainda, que a inclusão desses fatores de mercado nas regressões múltiplas das séries temporais de retorno dos ativos individuais foi muito significativa, indicando que o poder explicativo do mercado é tão forte para ativos individuais quanto os fatores macroeconômicos o são para portfólios amplos.

Schwert (1989), por sua vez, analisa a relação entre a volatilidade dos retornos mensais de ativos do mercado acionário americano, representado por um portfólio ponderado por dividendos, e a volatilidade mensal de variáveis macroeconômicas reais e nominais, quais sejam retorno de títulos de longo prazo (alta e média qualidade), inflação, crescimento da base monetária, taxa de crescimento da produção industrial e taxa de juros de curto prazo. Assim como Officer (1973), o índice representante do mercado acionário foi composto por diversos subperíodos.

A partir de dois modelos, ARMA (1,3) e VAR, o autor constatou que há relação positiva entre as volatilidades do mercado acionário e das variáveis macroeconômicas (inflação, crescimento da base monetária e crescimento da produção industrial). Apesar disso, Schwert (1989) apontou que a amplitude de flutuação da volatilidade do mercado acionário é difícil de ser explicada através de modelos de precificação simples no período entre 1857 a 1987, especialmente durante a Grande Depressão (1929 a 1939).

Em um estudo comparativo entre países desenvolvidos (Alemanha, Canadá, França, Inglaterra, Itália e Japão) e emergentes (Coréia, Filipinas, Hong Kong, Indonésia, Malásia, Singapura, Tailândia e Taiwan), Ajayi, Friedman e Mehdian (1998) constataram haver causalidade entre os retornos acionários e a taxa de câmbio em todos os países desenvolvidos. Porém, não verificaram consistência dessa relação entre as variáveis nos países emergentes.

Walid *et al.* (2011), por sua vez, estudaram a relação entre a volatilidade dos preços dos ativos e a volatilidade da taxa de câmbio em uma amostra de quatro países emergentes (Hong Kong, Malásia, México e Singapura) no período de 1994 a 2009. Segundo eles, os períodos de crise são aqueles em que há alta volatilidade do câmbio nos mercados selecionados, indicando um certo grau de abertura e, também, certa vulnerabilidade externa dos países emergentes.

Reforçando os achados para mercado emergentes, Lin (2012) verifica que a relação entre taxa de câmbio e preço das ações se intensifica nos períodos de crise. Sua amostra era composta por mercados emergentes da Ásia (Coréia, Filipinas, Índia, Indonésia, Tailândia e Taiwan), no período de 1986 a 2010. Moore e Wang (2014) estudaram a taxa real de câmbio, taxa de juros e retorno diferencial das ações em relação ao mercado americano para países asiáticos emergentes e alguns países desenvolvidos. Eles verificaram que, nos países emergentes, há fraca interação das taxas de juros com os retornos das ações. Porém, ao considerarem o período pós-crise do Subprime, o mercado asiático passou a ser modelado pelas taxas de juros diferenciais, o que parece ser indício de melhora da mobilidade de capital nos países emergentes.

No caso do mercado brasileiro, Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) constataram que choques no Ibovespa são potenciais preditores das variações na taxa de câmbio. Verificaram, ainda, causalidade reversa entre o retorno das ações e a inflação, mas não encontraram relação significativa entre taxa de juros e o Ibovespa quando da incidência de choques inesperados. A relação negativa entre o retorno das ações e a inflação é explicada por Fama (1991), a qual deriva da relação positiva que há entre retorno das ações e crescimento real da economia combinada com a relação negativa entre inflação e crescimento real da economia: o resultado é uma relação negativa entre o retorno das ações e a inflação.

Já Grôppo (2006) investigou a relação causal entre um conjunto de variáveis de política monetária (oferta de moeda, taxa de câmbio real e taxas de juros de curto e de longo prazo) e o Ibovespa no período compreendido entre 1995 e 2005. Diferente de Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005), o autor verificou que há sim relação significativa entre as taxas de juros e o Ibovespa, de forma que os juros impactam negativamente o Ibovespa. Ele constatou, ainda, que o câmbio também exerce impacto negativo sobre o Ibovespa, evidenciando a sua influência sobre o mercado de ações brasileiro. Pimenta Júnior e Higuchi (2008), por outro lado, não constataram relação significativa dos juros, câmbio e inflação com o Ibovespa no Brasil pós Plano Real (1994 a 2005).

Carvalho e Vieira (2014) estudaram o sentido da relação estatística entre as taxas de câmbio e os preços das ações para o Brasil com dados mensais no período de 1999 a 2012, justificando a escolha do período com a adoção do regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999. Os autores detectaram que as séries de câmbio e do Ibovespa são autocorrelacionadas e que o Ibovespa é, também, explicado positivamente pelo câmbio, de forma que uma elevação na taxa de câmbio (depreciação do Real) provoca uma elevação nos preços das ações. Verificou-se, ainda, que o aumento da volatilidade do câmbio leva a uma redução da volatilidade do Ibovespa e uma redução da volatilidade do câmbio leva a um aumento de volatilidade do Ibovespa.

Ribeiro, Leite e Justo (2016), ao investigarem a relação do dólar, taxa de juros de curto prazo nominal (SELIC Over), inflação (IPCA), produção industrial (*proxy* do PIB) e Risco País (EMBI+) com o Ibovespa no período de 1995 a 2010, verificaram a existência de causalidade bidirecional de curto prazo entre IPCA e Ibovespa. Constataram, também, uma relação positiva do PIB com o Ibovespa e ausência de causalidade de longo prazo entre taxa de juros e Ibovespa. Porém, em contraste com as contribuições de Carvalho e Vieira (2014), verificou-se que a taxa de câmbio apresenta relação negativa com o Ibovespa.

Teixeira (2011) estudou não só a relação de variáveis econômicas com o retorno e a volatilidade do retorno das ações listadas na bolsa de valores brasileira. A autora investigou se a expectativa do mercado com relação à economia (apresentada pelo relatório Focus) apresenta relação com os retornos e a volatilidade dos retornos. No período analisado, de 2007 a 2010, constatou-se que o modelo com dados econômicos observados apresentou maior capacidade preditiva sobre a volatilidade dos ativos em comparação ao modelo com as expectativas. Porém, com relação aos retornos, o modelo com as expectativas do mercado apresentou melhor desempenho.

Em uma investigação que extrapola o caso brasileiro, Araújo e Bastos (2008) estudaram a relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas para uma amostra de países latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile e México) no período de 1995 a 2005. Eles constataram baixa sensibilidade dos retornos dos ativos frente às variáveis macroeconômicas. Além disso, os resultados encontrados são heterogêneos entre os países, não sendo possível determinar um padrão de comportamento entre as variáveis que seja válido em todos os países estudados.

Considerando a ótica do Risco Político, Hong e Sraer (2016) investigaram o desempenho de ações com beta especulativo frente às divergências de opiniões entre analistas

de mercado. Os autores chamaram de especulativas todas as ações de empresas que apresentavam a razão entre beta de mercado e variância maior do que a mediana do mercado acionário de Nova Iorque (*New York Stock Exchange – NYSE*). Ou seja, $\frac{\hat{\beta}_t}{\hat{\sigma}_t^2} > med_{NYSE} \left(\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}^2} \right)$. A importância desse estudo reside no fato de que os autores detectaram que as divergências de opiniões eram ampliadas em períodos de instabilidade econômica e eram maiores ainda para as empresas com beta especulativo, as quais podem até ser sobreprecificadas pelo mercado, afetando retornos futuros.

Seus achados apontam para o fato de as empresas com beta especulativo terem seu desempenho negativamente afetado nessas situações atípicas, o que implica dizer que ações com maior risco de mercado (elevado beta) estão mais propensas a especulações nos cenários de divergência de opiniões sobre fatores macroeconômicos. Os autores constataram que isso causa uma distorção na SML, contrariando a abordagem tradicional do *trade-off* risco-retorno, de forma que ações com maiores betas passam a apresentar menores retornos.

Por fim, vale ressaltar que a inclusão de fatores como *dividend-to-price* (*dividend yield*) e inflação amplificam este efeito de distorção na SML, a qual pode atingir um perfil de “U” invertido. Esse estudo, então, ampara a suposição de que percepções divergentes sobre o cenário político podem afetar os retornos e a precificação das empresas componentes do mercado.

2.4 Modelos ARMA e ARMAX

Processos autorregressivos (AR) e de médias móveis (MA) já vem sendo explorados, segundo Durbin (1959), desde Wold (1939), Whittle (1951) e Whittle (1953). Além destes, outros trabalhos clássicos foram Hannan (1969), Akaike (1973) e Said e Dickey (1984). AR e MA são processos que apresentam autocorrelação que precisa ser tratada na maioria dos problemas de estimação de dados financeiros.

Segundo Tsay (2002), um modelo autorregressivo simples é aquele em que o retorno no tempo t é a variável dependente e o retorno no tempo $t-1$ é a variável explicativa, conforme equação (19) a seguir, em que a_t é uma série de ruídos brancos com média zero e variância σ_a^2 . Este é, portanto, um modelo autorregressivo de ordem 1: AR(1).

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t \quad (19)$$

Porém, obviamente há situações em que a primeira defasagem do retorno pode não ser suficiente para determinar o retorno contemporâneo condicional a retornos passados. Então, faz-se necessário o uso de modelos mais flexíveis e gerais, tais como um modelo autorregressivo de ordem p , $AR(p)$, descrito pela equação (20).

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \dots + \phi_p r_{t-p} + a_t \quad (20)$$

Ainda segundo Tsay (2002), os modelos de médias móveis (MA) são representações de processos autorregressivos de ordem infinita com algumas restrições paramétricas. A equação (21) representa esse modelo com as restrições de que os coeficientes ϕ_i de um AR sejam iguais a $-\theta_i^i$ e do modelo MA e $|\theta_i| < 1$, para garantir que $\theta_i^i \rightarrow 0$ na medida em que $i \rightarrow \infty$.

$$r_t = \phi_0 - \theta_1 r_{t-1} - \theta_1^2 r_{t-2} - \theta_1^3 r_{t-3} - \dots + a_t \quad (21)$$

A satisfação dessas restrições gera um modelo de média móvel de ordem 1, $MA(1)$, conforme equação (22), em que $c_0 = \phi_0(1-\theta_1)$. O modelo $MA(q)$ está representado na equação (23).

$$r_t = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (22)$$

$$r_t = c_0 + a_t - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (23)$$

Diante do exposto sobre os processos $AR(p)$ e $MA(q)$, Box, Jenkins e Reinsel (1994) pontuam que um processo AR puro não é parcimonioso nas representações de séries financeiras que tenham média móvel, bem como um processo MA puro não é parcimonioso nas representações de séries que tenham correlação serial. Faz-se necessário, então, a utilização do modelo autorregressivo de média móvel. Um modelo simples, $ARMA(1,1)$, está representado pela equação (24), e o modelo geral, $ARMA(p,q)$ está representado na equação (25), em que a_t é uma série de ruído branco e p e q são inteiros não negativos.

$$r_t - \phi_1 r_{t-1} = \phi_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (24)$$

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} \quad (25)$$

Nota-se, então, que um modelo ARMA(p, q) propõe que os retornos de um ativo sejam explicados apenas por fatores endógenos, ou seja, pelos seus próprios valores de retorno ou ruído branco defasados. Acontece que é possível fazer uma generalização ainda maior do modelo ARMA(p, q) ao se incorporar n fatores exógenos (F_k) na modelagem, conforme equação (26). Esses fatores podem ser indicadores financeiros das empresas, variáveis macroeconômicas ou qualquer outra variável que não seja, especificamente, decorrente da própria variável dependente.

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} + \sum_{k=1}^n \beta_k F_k + a_t \quad (26)$$

Este é, portanto, um modelo ARMAX(p, q), que nada mais é do que um ARMA(p, q) com entradas exógenas. Ele pode ser entendido como um modelo multifatorial que incorpora um ou mais termos autorregressivos e um ou mais termos de média móvel da variável dependente.

2.5 Modelos de Volatilidade da Família GARCH

Os modelos autorregressivos (AR), de média móvel (MA) e autorregressivo de média móvel (ARMA) apresentam alguma dificuldade para estimarem a volatilidade de séries de retornos heterocedásticos. Além disso, o estudo da volatilidade dos ativos é um tema cada vez mais incorporado pelos modelos multifatoriais, de forma que a investigação da relação entre as variáveis de interesse aconteça através das suas respectivas volatilidades. Segundo Pinho, Camargos e Figueiredo (2017), os modelos de volatilidade empregados evoluíram de estimadores simples, como o desvio padrão, para modelos mais sofisticados, como os modelos da família GARCH.

Engle (1982) propôs o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), para heterocedasticidade condicional, a fim de modelar agrupamentos de volatilidade, onde períodos de volatilidade elevada são precedidos por períodos de alta volatilidade. A equação (27) exhibe a modelagem da variável y , em nível de retorno, a qual exhibe média zero

($\mu_t = 0$). O resíduo u_t da regressão (27) é descrito por um termo de erro ε_t , independente e identicamente distribuído (iid), que não tem rigor quanto à função de distribuição de probabilidade. A equação (28) exhibe a composição da série de resíduos u_t .

$$y_t = \mu_t + u_t \quad (27)$$

$$u_t = \sigma_t \cdot \varepsilon_t \quad (28)$$

Como é possível perceber na equação (27), se a média é zero, a volatilidade da variável y_t é descrita pela variância de seu resíduo. A modelagem ARCH(q) da variância dos resíduos é estimada pela equação (29). Nela, q representa a ordem da defasagem e, portanto, a dependência autorregressiva com relação a valores passados. O coeficiente estimado α_0 deve ser maior que zero, $\alpha_i \geq 0$ e $\sum \alpha_i < 1$.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot u_{t-i}^2 \quad (29)$$

Engle (1982) conduziu testes empíricos do modelo ARCH através de dados trimestrais da inflação do Reino Unido no período entre 1958.2 e 1977.2 e comparou com os resíduos de uma regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO). Os resultados demonstraram superioridade do modelo ARCH, em cujos resíduos excederam o intervalo de confiança de dois desvios padrões condicionais em menor número do que os resíduos do MQO, além de ter produzido menor quantidade de resíduos outliers.

Bollerslev (1986), por sua vez, propôs o modelo GARCH (*Generalized ARCH*), uma extensão ao ARCH, a fim de tratar o problema de estimação de uma grande quantidade de parâmetros, que ocorre devido à forte dependência temporal da volatilidade. Quanto maior a ordem da defasagem q em um ARCH(q), maior será a dependência autorregressiva e tão maior será a quantidade de parâmetros a serem estimados.

O modelo GARCH, então, possui uma estrutura mais flexível para descrever essa forte dependência temporal, incorporando variâncias passadas no estimador da variância. O modelo GARCH(p, q) é descrito pela equação (30), em que p é a dependência da variância condicional passada e q representa a dependência autorregressiva com relação a valores passados. Além disso, as condições são: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ e $\beta_i \geq 0$ e $0 \leq \alpha_i + \beta_i \leq 1$.

Quadro 1 – Resumo dos modelos da família GARCH

Autores	Modelo	Equação	Observações
Engle (1982)	ARCH(q)	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$	$\sum \alpha_i < 1$
Bollerslev (1986)	GARCH(p,q)	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$	$0 \leq \sum \alpha_i + \sum \beta_i \leq 1$
Engle, Lilien e Robins (1987)	GARCH-M(p,q)	$y_t = c + \lambda \sigma_t^2 + u_t \quad u_t = \sigma_t \cdot \varepsilon_t,$ $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$	c e λ são constantes
Nelson (1991)	IGARCH(p,q)	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$	$\sum \alpha_i + \sum \beta_i = 1$
Nelson (1991)	EGARCH(p,q)	$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(u_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln \sigma_{t-i}^2$	$g(u_{t-i}) = \theta \frac{u_t}{\sigma_t} + \gamma \left\{ \left \frac{u_t}{\sigma_t} \right - E \left(\left \frac{u_t}{\sigma_t} \right \right) \right\}$
Glosten, Jagannathan e Runkle (1993)	GJR-GARCH(p,q)	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i u_{t-i}^2 + \gamma_i \tau u_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$	$\tau = 1$ se $u_{t-i} < 0$ $\tau = 0$ se $u_{t-i} \geq 0$
Ding, Granger e Engle (1993)	APARCH(p,q)	$\sigma_t^\delta = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (u_{t-i} - \gamma_i u_{t-i})^\delta + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^\delta$	$\alpha_0 > 0$ $\delta \geq 0$ $\alpha_i, \beta_i \geq 0$ $-1 < \gamma_i < 1$
Zakoian (1994)	T-GARCH(p,q)	$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (u_{t-i} - \gamma_i u_{t-i})^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$	

Fonte: Bollerslev (1986), Ding, Granger e Engle (1993), Engle (1982), Engle, Lilien e Robins (1987), Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), Nelson (1991), Nelson (1991), Nicolau (2011), Pinho, Camargos e Figueiredo (2017), Zakoian (1994)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2 \quad (30)$$

Bollerslev (1986) conduziu testes empíricos com dados trimestrais da taxa de inflação dos Estados Unidos no período entre 1948.2 e 1983.3 e comparou os resultados de um GARCH(1,1) com um ARCH(8) e, depois, a capacidade preditiva de um GARCH(1,1) contra a capacidade preditiva de um MQO. Ambas as comparações demonstraram superioridade do modelo GARCH(1,1).

Diversas outras extensões para os modelos de heterocedasticidade condicional foram desenvolvidos a fim de incorporar outras características observadas nas séries temporais, tais como não estacionaridade e diferentes efeitos exercidos por choques positivos e negativos sobre a volatilidade. Dado que este trabalho irá explorar um modelo GARCH(1,1), os demais modelos serão apenas apresentados resumidamente no Quadro 1, juntamente com o ARCH(q) e o GARCH(p,q).

Uma revisão dos estudos sobre volatilidade no Brasil foi apresentada por Pinho, Camargos e Figueiredo (2017). Segundo os autores, no período de 2000 a 2014, há uma quantidade significativa de estudos sobre volatilidade publicados nas áreas de Finanças e de Economia. A maioria deles buscou fazer uma comparação entre modelos, a fim de descobrir qual produz melhor estimativa e previsão da volatilidade, ou identificar relações entre a volatilidade de variáveis do mercado financeiro. Os autores constataram que, em geral, nos estudos de comparação entre modelos, os modelos da família GARCH apresentam melhor desempenho. Constataram, também, que poucos trabalhos aplicaram testes de diagnóstico para a validação e critérios de decisão para a escolha dos melhores modelos.

2.6 Contexto Político-Econômico Brasileiro do Pós-redemocratização

A jovem democracia brasileira foi alcançada por um processo longo e gradual, composto de conquistas de direitos políticos pela sociedade e de um certo avanço econômico do país. Veremos, a seguir, algumas peculiaridades do processo de redemocratização e os planos econômicos implementados na busca do controle inflacionário e estabilização econômica. Além disso, serão abordados aspectos sobre o Risco Político, inerente ao processo eleitoral que, representado pelas eleições majoritárias diretas, tornou-se uma grande conquista democrática.

2.6.1 Processo de Transição Democrática

O Regime Militar brasileiro já foi vastamente explorado na literatura e, segundo Kinzo (2001), teve algumas particularidades quanto à influência que exerceu sob o processo de democratização. Diferente de outras experiências autoritárias na América Latina, o caso brasileiro manteve alguns mecanismos de uma democracia representativa, tais como o funcionamento do Congresso e do Judiciário – apesar de terem seus poderes limitados – e a alternância de poder na presidência. Além disso, durante 21 anos (de 1964 a 1985), houve uma frequente instabilidade política em decorrência de constantes conflitos entre as alas militares moderadas e radicais.

Kinzo (2001) reforça que o Milagre Brasileiro de 1967 a 1973 foi uma estratégia exitosa à medida que garantiu altas taxas de investimento, fazendo da experiência brasileira de regime militar autoritário um bem-sucedido caso de desempenho econômico. Porém, os problemas de inflação alta e estagnação econômica regressaram com mais intensidade e permaneceram como bandeira do processo de transição política.

Para Nicolau (1996), o lento processo de transição democrática teve como pano de fundo a alteração da lei partidária (Lei nº 6.767 de dezembro de 1979) que pôs fim ao bipartidarismo, extinguindo a Aliança Renovadora Nacional (Arena) e o Movimento Democrático Brasileiro (MDB), e regulamentou a criação dos partidos no país a partir de 1980.

Para Kinzo (2001), a revogação do Ato Institucional número 5 em 1978 é parte do processo de liberalização, pois dava a anistia a políticos exilados e permitia sua reintegração à vida pública. Além disso, ela reforça a importância do fim do bipartidarismo e a consequente criação de novos partidos políticos. Porém, segundo a autora, a reforma partidária foi uma estratégia do governo para manter a transição sob controle, pois era uma manobra que visava dividir a oposição e manter a maioria.

Em 1982, as eleições para governadores estaduais foram realizadas através do voto popular. Nesse contexto, o PMDB (Partido do Movimento Democrático do Brasil), junto com os partidos de oposição, partiu para a mobilização popular em prol das eleições majoritárias diretas: o movimento “Diretas Já”. A emenda contou com grande participação popular, mas foi derrotada no Congresso, evidenciando que a oposição era, ainda, numericamente fraca para fazer frente aos militares.

Diante disso, a estratégia adotada pelo PMDB foi de fazer parte do processo sucessório através de um jogo de influências. Segundo Kinzo (2001), ao contrário do resto da oposição, o

PMDB evitou partir para um confronto com o governo e causar excitação popular a fim de evitar uma eventual reação militar contra qualquer tentativa de mudança radical. A partir daí, o partido buscou viabilizar a candidatura de Tancredo Neves para concorrer à presidência pela oposição. Para que se conquistasse o apoio de uma ala do partido do governo, o PMDB indicou o senador José Sarney (vinculado aos militares) para candidato a vice-presidente pela oposição.

O processo democrático brasileiro foi marcado também pela Constituição Federal de 1988 (CF/88) e a conquista por eleições diretas para Presidente, o que ocorreu em 1989 com a eleição de Fernando Collor, quando 72 milhões de eleitores participaram das eleições. Segundo Kinzo (2001), a posse de Collor representou o final desse complicado e duradouro processo de transição democrática.

A partir da obra de Duverger (1951), segundo a qual há uma tendência natural das sociedades convergirem para o sistema bipartidário, Nicolau (1996) investiga por que o sistema brasileiro é multipartidário. Para ele, os mecanismos do sistema eleitoral brasileiro propiciam a fragmentação partidária e favorecem os maiores partidos.

Segundo Kinzo (2001), o sistema democrático-representativo brasileiro tem o funcionamento dificultado por essa questão partidária, pois se trata de um sistema altamente fragmentado e pouco nítido quanto à identificação dos eleitores com algum partido. Para ela, o trabalho que o eleitor tem para fixar as legendas torna-se incerto e o mesmo perde a capacidade de distinguir, ideologicamente, muitos partidos. Ela ainda apresenta uma crítica à dificuldade de que um presidente seja eleito e, ao mesmo tempo, tenha apoio parlamentar majoritário, fazendo-se necessária a condução de um governo de coalizão de vários partidos e tornando custosa a ação governamental coordenada.

2.6.2 Planos Econômicos e Processo de Estabilização

Segundo Cavalcante (2016), o estudo dos efeitos da dinâmica política sobre as decisões governamentais é tema recorrente na literatura de economia política, prevalecendo um consenso de que há relação de dependência entre essas duas dimensões. Para o autor, a macroeconomia do setor público é influenciada pela agenda do ciclo eleitoral.

A literatura financeira nacional, por sua vez, tem se concentrado fortemente no período pós-Plano Real. Esse período é de interesse devido à estabilização econômica alcançada com o controle inflacionário promovido por este pacote econômico. Porém, como é foco de estudo neste trabalho, é importante entender qual era o contexto anterior, ou seja, o processo de redemocratização e os pacotes econômicos prévios, e quais as origens da hiperinflação que

assolava a economia brasileira. Com este intuito, apresenta-se, aqui, uma sucinta abordagem dos planos econômicos desde o processo de redemocratização.

A democratização brasileira enfrentou sérios problemas econômicos mudando diversas vezes de moeda e implementando 6 planos econômicos de 1986 a 1994, quando foi implementado o Plano Real, que fora uma etapa importante para o alcance da estabilização econômica.

Segundo Pereira e Nakano (1991), o programa de ajustamento de 1981-1983 e a referida desvalorização do Cruzeiro conduziram a uma redução do poder de compra dos salários e, em seguida, ao que chamaram de espiral de preços e salários. Para Horn e Herrlein Junior (1989), a mecânica de correção dos salários nominais gerava a perda do poder aquisitivo frente à inflação crônica.

O alto grau de indexação da economia atrasou, mas não impediu a hiperinflação no Brasil, que se apresentou com um forte componente inercial (PEREIRA; NAKANO, 1991). A partir de 1986, com os planos econômicos engendrados, a inflação passou a ser frequentemente interrompida por congelamentos de preços. Mas no início dos anos de 1990 a economia brasileira presenciou pela primeira vez a hiperinflação.

Segundo Ramos (2016), todos os planos – Cruzado I e II (1986), Plano Bresser (1987), Plano Verão (1988/1989) e Planos Collor I e II (1990 e 1991, respectivamente) – utilizavam como ferramenta o congelamento de preços e alguns praticaram o corte de zeros nas moedas. O autor pontua que o Plano Real partiu do diagnóstico de que a inflação provinha do desequilíbrio das contas públicas e da indexação generalizada dos contratos. Fundamentado na teoria neo-estruturalista da inflação inercial, o Plano Real conseguiu o apoio necessário para as devidas aprovações das medidas de ajuste fiscal.

Transferido do Ministério das Relações Exteriores para a Fazenda, Fernando Henrique Cardoso reuniu sua equipe econômica e apresentou o projeto de estabilização do Plano Real. Segundo Ramos (2016) e Lopes (2011), a equipe formada por um grupo de economistas da PUC do Rio de Janeiro identificou a inflação brasileira predominantemente inercial, de forma que a inflação de um mês é determinada pela inflação dos meses anteriores.

O Plano Real foi implantado em dezembro de 1993, a fim de frear a inflação crônica e estabilizar a economia. Ele propunha uma mudança nos regimes fiscal e monetário e foi dividido em três etapas: a primeira era a busca pelo ajuste fiscal de curto prazo; a segunda se referia a um ajustamento dos preços relativos e indexação da economia à Unidade Real de Valor (URV, índice que buscava a desindexação dos preços em Cruzeiros Reais); e a terceira era a reforma monetária, com a transformação da URV em Real, a qual veio acompanhado de âncoras

monetária e cambial (FERRARI FILHO, 2001; BOURSCHEID; GONZÁLEZ; MARQUES, 2016; RAMOS, 2016).

Na primeira etapa, em função da interrupção do programa de privatizações e das dificuldades políticas de se operacionalizar as reformas estruturais após a Constituição de 1988, as autoridades monetárias trabalharam em cima do binômio austeridade fiscal e aumento das receitas tributárias. Segundo Ferrari Filho (2001), essas medidas fiscais contracionistas redundaram no efeito esperado.

A segunda etapa iniciou-se em fevereiro de 1994. Segundo Bourscheid, González e Marques (2016), nesta fase criou-se a URV e atrelou-se seu valor ao dólar. Essa nova unidade monetária era reajustada diariamente em cruzeiros reais e passou a expressar o preço das mercadorias, ao passo que as transações ainda eram feitas em cruzeiro real, que manteve sua função de meio de troca. Para os autores, o papel da indexação seria de manter a inflação na moeda em circulação, cujo valor era corrigido pela própria inflação da moeda corrente, e não na unidade de conta, até que se fosse apagada a memória inflacionária da sociedade.

Em julho de 1994, com todos os preços convertidos em URV, introduziu-se o Real, com valor igual à URV e, conseqüentemente, igual ao valor do dólar. Segundo Bourscheid, González e Marques (2016), a política consistiria em se manter altas taxas de juros, para restringir operações de crédito, em se estabelecer metas de controle da demanda e em desestimular a especulação. Ou seja, na terceira etapa, a reforma monetária significou a adoção de âncoras monetária e cambial. Segundo Ferrari Filho (2001), a âncora monetária iria conter o ímpeto da economia no curto prazo e a âncora cambial proporcionaria redução e estabilização dos níveis de preços interno.

Para Bourscheid, González e Marques (2016), a estabilização dos preços foi resultado de um superávit no balanço de pagamentos, e a apreciação cambial do real aumentou as importações, abastecendo consideravelmente o mercado doméstico e eliminando a possibilidade de repasse nos preços, pois o aumento da capacidade de importação, além de canalizar a inflação residual para o câmbio, fez com que os preços ficassem ancorados aos internacionais. Observa-se, então, que a âncora cambial foi um importante instrumento no controle inflacionário, o que aconteceu, segundo Ramos (2016), devido às elevadas reservas cambiais adquiridas com uma alta taxa de juros.

2.7 Risco Político

Na abordagem tradicional de risco e retorno, o conceito de risco associado à variância dos retornos dos ativos foi amplamente disseminado a partir do trabalho publicado por Markowitz em 1952, *Portfolio Selection*. Neste estudo, o autor trata do desejo do investidor em maximizar os retornos futuros de seus investimentos. Segundo esse preceito, o investidor deseja obter retorno enquanto considera a variância do retorno como algo indesejado.

Dado que o futuro é incerto, Markowitz (1952) apresenta um método que visa minimizar a possibilidade de perda através da composição de portfólios diversificados. A lógica apresentada pelo autor é de que é possível investir em ativos diversos, de forma que se busque maximizar a expectativa de retorno e minimizar a variância do portfólio, ou seja, minimizar o risco. Combinações de ativos que se situem em pontos como este formam a fronteira eficiente, a qual fora ilustrada geometricamente pelo autor.

Porém, Markowitz (1952) ressalva que, em geral, os ativos apresentam retornos fortemente correlacionados e que, devido a isso, a diversificação não elimina toda a variância. Esta é apresentada como uma limitação da diversificação. A essa parcela de risco que não se pode suprimir, deu-se o nome de risco sistêmico ou risco não diversificável. Como o próprio nome sugere, é um risco que alcança o mercado como um todo, e não um ativo individualmente, e por isso não pode ser eliminado adicionando-se novos ativos ao portfólio. Alguns exemplos de risco sistêmico são as taxas de juros, inflação e câmbio, além de outros riscos macroeconômicos e Risco Político.

Segundo o autor, há uma maneira mais adequada de se promover a diversificação do portfólio, devendo-se selecionar ativos de setores distintos, pois eles estariam sujeitos a riscos diversos e o portfólio sofreria de uma forma diluída choques em setores específicos. Ou seja, recomenda-se evitar compor um portfólio com ativos de alta covariância entre si.

Buscando testar até que ponto um portfólio diversificado poderia gozar do benefício da redução da variância, Brito e Brito (2002) examinaram o patamar de risco a partir do qual os ganhos de diversificação de um portfólio deixariam de existir mesmo com o aumento do número de ações em carteira. Segundo suas conclusões, para a bolsa de valores brasileira, no período de 1993 a 1998, os portfólios alcançavam o risco mínimo com 25 ativos. Ou seja, o risco não sistêmico, ou risco diversificável, se torna muito baixo ao compor uma carteira com 25 ativos e o ganho com a adição de novos ativos não se justificaria.

Aprofundando um pouco mais do trabalho de Brito e Brito (2002), é importante contextualizar que os autores se assentaram sobre uma conjuntura de estabilização econômica

que se iniciou com o Plano Real – o que eles chamaram de choque endógeno – e das crises internacionais do México (1994), Asiática (1997) e da Rússia (1998) – choques exógenos. Usando o desvio padrão dos retornos diários do Ibovespa como uma medida absoluta do risco não diversificável do mercado, os autores constataram que o choque endógeno reduziu os níveis absolutos de risco em 1995 e 1996. Os choques exógenos, por sua vez, provocaram um aumento no nível de risco não diversificável nos anos de 1995, 1997 e 1998.

Percebe-se, então, que Brito e Brito (2002) concentraram seu estudo nos eventos geradores de risco sistêmico relacionados com fatores macroeconômicos e com o mercado internacional. Há, também, estudos que se preocupam com Risco Político, o qual tem relação direta com a transição de poder e eleições. Porém, antes de tratar aspectos do Risco Político, é importante discutir a abordagem adotada pela escola do *Public Choice*, a qual considera aspectos da teoria política e da teoria econômica.

Downs (1957) apresentou, à época, uma visão de que os economistas eram incapazes de incorporar o governo na teoria econômica, levando-os a cometerem enganos quanto às decisões políticas e econômicas dos governos, pois consideraram que todas as sociedades seguem os mesmos princípios e têm o objetivo de maximizar o bem-estar social. Então, o autor discute que a teoria econômica pura é incompleta, pois não leva em consideração a realidade política das decisões tomadas pelo governo.

Segundo Falcão e Neiva (2016), tradicionalmente os economistas elaboravam a teoria econômica para solucionar questões relacionadas ao Estado e ao mercado com base no pressuposto de que os políticos adotariam a política pública mais adequada para a consecução do interesse público. Partia-se da premissa de que os eleitores votariam nos políticos que melhor intercedessem os interesses da coletividade. Quanto aos políticos, a premissa é de que eles adotariam medidas que melhor atendessem o interesse público.

Porém, Downs (1957) reforça a ideia de que qualquer teoria verdadeiramente útil sobre decisões dos governos em uma democracia ou qualquer outro tipo de sociedade deve ser tanto uma teoria econômica quanto política. A escola do *Public Choice* veio, justamente, ampliar essa discussão e propor uma interface entre a teoria política e econômica. Segundo Falcão e Neiva (2016), a conjugação entre os fundamentos econômicos e as ciências políticas exerceram papel importante para uma adequada compreensão do vínculo entre o Estado e o mercado.

Segundo Mueller (2003), *Public Choice* pode ser definida como a aplicação de fundamentos econômicos à ciência política e estuda, entre outras coisas, a teoria do Estado, comportamento do eleitor, partidos políticos e burocracia. O postulado comportamental do *Public Choice* é de que o homem é racional, egoísta e maximizador de utilidade. Partindo desse

preceito, Downs (1957) trabalha a hipótese de que, em uma democracia, os partidos políticos elaboram políticas e as usam como ferramentas para conquista de votos. Ou seja, não buscam se eleger para realizar políticas que sirvam a interesses de grupos.

Segundo o autor, dado que os cidadãos do modelo democrático são racionais, eles enxergam as eleições como uma maneira de selecionar o governo mais benéfico para si, de forma que ele compara os benefícios proporcionados pelo atual governo e pelos benefícios que poderia obter com a eleição da oposição. Falcão e Neiva (2016) reforçam essa tese ao dizerem que, para os estudiosos do *Public Choice*, o cidadão comum não elege o candidato que melhor possa atender ao interesse público, mas sim procura eleger o político que melhor atenda seu interesse particular. A mesma premissa se aplica aos políticos, o que quer dizer que eles governam e tomam decisões que lhes sejam mais convenientes.

Diante da premissa do *Public Choice*, então, é possível abordar o conceito de Risco Político e associá-lo às eleições. Aqui, começa a se tornar mais nítida a importância desse tema para estudos em finanças, pois se nem os cidadãos, nem os políticos, nem as empresas e/ou grupos de interesse agem em prol do bem comum, como a economia de um país e o mercado se comportam diante da indefinição de uma eleição?

Rennó e Spanakos (2002) atribuem, às eleições, o Risco Político, pois geram uma incerteza, segundo a qual os mercados financeiros tendem a um comportamento reacionário. Duarte Jr. (1996) define que o Risco Político pode ser originado em fatos como novas eleições, novas políticas econômicas ou, inclusive, tomada de poder, refletindo em restrições ao livre fluxo de capitais. Bruni (1998) pontua sobre a possibilidade de as restrições ao fluxo livre de capitais ocorrer entre países, estados e municípios.

Lehkonen e Heimonen (2015) pontuam que Risco Político não tem uma definição simples. Mais difícil ainda é realizar sua medida. Porém, os autores pontuam que os eventos relacionados a ele são de clara percepção:

Political risk does not have one single definition, although it may generally be understood as the risk of unanticipated transformations in the national and international business environment as a result of political changes, such as sudden changes in taxation laws and government policies, foreign and domestic conflicts, in addition to the quality of the governing institutions. Quantifying political risk is difficult, although the events related to it are clearly visible (LEHKONEN; HEIMONEN, 2015, p. 84).

Maria e Leismann (2016) definem risco como uma variável que pode ser mensurada das seguintes formas:

- 1) Análise de cenários, em que o risco é dado pela amplitude dos retornos em conjunturas pessimistas, moderadas e otimistas;
- 2) Distribuição de probabilidades, indicando a probabilidade de um determinado retorno ocorrer;
- 3) Desvio-padrão dos retornos, quantificando a dispersão em torno do valor esperado do retorno;
- 4) Coeficiente de variação dos retornos, sendo mensurado através da relação entre o próprio desvio-padrão e os retornos esperados, e
- 5) Coeficiente *beta*, componente do modelo CAPM.

Estes autores buscaram identificar como varia o risco de ativos de empresas controladas pelo Estado, listadas no Índice Bovespa (Ibovespa), em anos com eleições majoritárias para Presidente da República. No estudo, foi feita uma análise comparativa da variabilidade do coeficiente *beta* entre os anos com e sem eleições, dentro do período de 2002 a 2014. A intenção foi verificar se há diferenças nos níveis de risco que poderiam embasar a existência da influência do Risco Político na tomada de decisão dos investidores quanto aos ativos de empresas estatais brasileiras.

Partindo do princípio de que o risco possui origem em fatores sistêmicos e específicos, a hipótese inicial do trabalho era de que o Risco Político poderia afetar o retorno exigido pelos investidores no mercado, dado que há a possibilidade de mudança do controle. Os resultados encontrados demonstram que o coeficiente *beta* não apresenta distribuição normal nos anos eleitorais e que, dentre as seis empresas analisadas, apenas o Banco do Brasil apresentou aumento no risco em anos eleitorais.

Araújo Júnior *et al.* (2016) apontam a existência de ciclos político-econômicos no mercado de ações devido a intervenções do governo. A fim de analisar se os governos apresentam políticas com fins eleitoreiros, os autores buscaram captar efeitos do calendário eleitoral sobre o risco e o retorno nominais e reais do Ibovespa, Petrobras PN e Eletrobras PNB, no período de 1995 a 2010. Para tanto, empregaram regressão múltipla com *dummy* que diferenciasse os mandatos dos presidentes Fernando Henrique Cardoso e Luís Inácio Lula da Silva.

Eles constataram que a volatilidade dos ativos foi maior para o governo de Fernando Henrique, em comparação com o governo de Luís Inácio Lula da Silva. Apesar disso, verificou-se que os retornos não são influenciados pelo presidente em exercício. É interessante notar que as evidências apontam para maiores volatilidades nos meses anterior e posterior às eleições, o

que pode ser um indício de condução oportunista da política econômica em função do calendário eleitoral. Ademais, os autores sugerem que as ações de empresas controladas pela União sofrem maior influência das variáveis políticas, em comparação ao mercado, como um todo.

Partindo do pressuposto de que o volume negociado influencia o risco dos ativos, Silva, Barbosa e Ribeiro (2016) analisaram a relação entre o risco de mercado, representado pelo volume transacionado de ações na bolsa de valores brasileira, e o resultado da eleição presidencial de 2014. Para tanto, os autores aplicaram o teste de Chow (1960) nas séries temporais dentro do intervalo de janeiro de 2010 a agosto de 2015. Eles verificaram que indefinições no cenário político geraram instabilidade no risco de 71% das empresas da amostra, as quais apresentaram quebra estrutural. Dentre as empresas afetadas em seu risco sistêmico, 100% das pertencentes aos setores de Mineração e Petróleo e Gás apontaram oscilações no risco.

Leismann, Lagioia e Carmona (2010), por sua vez, investigaram os impactos de onze crises no mercado acionário brasileiro. A delimitação dos eventos estava no fato de ter havido uma queda mensal superior a 10% no Ibovespa no período de 2000 a 2008. Estudando o coeficiente *beta* e alguns indicadores financeiros de empresas com ações listadas no Ibovespa, os resultados indicaram que as variações no *beta* resultante das crises foram significativas, concluindo que o comportamento dos investidores ao risco sistêmico refletiu uma expectativa negativa quanto ao desempenho dos ativos estudados, mesmo que fossem empresas com boa saúde financeira.

Dentre estes onze eventos econômicos de grande queda estavam o que os autores chamaram de Efeito Lula, que ocorreram nos meses de junho, julho e setembro de 2002, com quedas aproximadas de 13%, 12% e 17%, respectivamente. Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009) defendem a hipótese do Efeito Lula ao passo que discutem o não cumprimento da meta de inflação nos anos de 2001 e 2002. Segundo eles, as causas estão relacionadas com a crise energética do Brasil, o atentado terrorista de 11 de setembro de 2001, a crise Argentina e a crise de confiança causada pelas eleições presidenciais de 2002, quando Lula foi eleito presidente.

Possivelmente, essa lógica dos Efeitos Lula se assemelha bastante com a pesquisa de Leblang e Mukherjee (2005), que discute um comportamento negativo dos investidores americanos sob governos de esquerda. Segundo o estudo, a expectativa de alta na inflação conduz a uma redução no nível médio de retornos das ações e em suas volatilidades, pois os investidores projetam menor crescimento de dividendos. Confrontando o que dizem Leblang e Mukherjee (2005), o estudo de Pinto, Weymouth e Gourevitch (2010) aponta que governos de

esquerda adotam políticas que beneficiam o mercado de ações por estimularem o investimento e aumentarem a demanda por mão-de-obra.

Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) investigaram a possibilidade de as eleições presidenciais gerarem maior volatilidade no mercado de 27 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). A partir de um estudo de eventos, sua amostra totalizou 134 eleições nos 27 países, em que cada uma foi estudada como a observação central de uma janela de estimação de 500 dias.

A análise partiu do isolamento do componente específico da variância dos retornos dos índices específicos de cada país segundo um GARCH(1,1), conforme equações (31) e (32), a seguir, estimadas conjuntamente por Máxima Verossimilhança. Nelas, $R_{i,t}$ representa o retorno em dólares do índice da bolsa de cada país e $R_{MSCI,t}$ representa os retornos em dólares do índice global MSCI, $\varepsilon_{i,t}$ representa a parcela específica do retorno de cada país e $h_{i,t}$ representa a variância condicional de $\varepsilon_{i,t}$. Note-se que $\varepsilon_{i,t}$ segue distribuição normal com média zero e variância $h_{i,t}$: $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, h_{i,t})$.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{MSCI,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (31)$$

$$h_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 h_{i,t-1} \quad (32)$$

O controle sobre o aumento da volatilidade foi realizado com a função de Volatilidade Anormal Acumulada (CAV – *Cumulative Abnormal Volatility*), calculada a partir das equações (33), (34) e (35). A equação (33) representa um *benchmark* de volatilidade para o k -ésimo dia da janela de eventos, baseada no conjunto de informações (Ω) do último dia da janela de estimação (t^*). A equação (34) permite a estimação do efeito multiplicativo M_t da eleição sobre a volatilidade do mercado acionário, em que N é o número de eventos inclusos na amostra. E a equação (35) representa a função CAV para uma janela de evento (n_1, n_2).

$$E[h_{i,t^*+k} | \Omega_{t^*}] = \alpha_0 \sum_{j=0}^{k-1} (\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1)^j + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1)^{k-1} \alpha_1 \varepsilon_{i,t^*}^2 + (\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1)^{k-1} \beta_1 h_{i,t^*} \quad (33)$$

$$var\left(\varepsilon_{i,t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_{i,t}\right) = M_t \left(E[h_{i,t} | \Omega_{t^*}] \frac{N-2}{N} + \frac{1}{N^2} \sum_{j=1}^N E[h_{j,t} | \Omega_{t^*}] \right) \quad (34)$$

$$CAV(n_1, n_2) = \sum_{t=n_1}^{n_2} \hat{M}_t - (n_2 - n_1 + 1) \quad (35)$$

Seus achados apontam para a possibilidade de a volatilidade dos retornos dos índices específicos de cada país dobrarem na semana de eleição. Para os autores, esse comportamento pode indicar surpresa dos eleitores com os resultados eleitorais. Eles concluem, com isso, que apesar do elevado nível de confiança das pesquisas de intenção de votos, o mercado ainda é surpreendido com o resultado final, refletindo na elevação temporária da volatilidade.

Para mensurar os fatores determinantes desse aumento de volatilidade, os autores regressaram o logaritmo natural da razão de volatilidade (equação (36)), construída a partir da razão da variância na janela (-25, 25) sobre a variância na janela (-76, -26), contra variáveis representativas de fatores políticos, institucionais e econômicos de cada país, quais sejam: *dummy* para parlamentarismo, *dummy* para minoria do governo no congresso, margem de vitória, número de partidos, *dummy* para mudança de orientação política do governo, *dummy* para eleições que ocorrem com mais de 3 meses antes do término do mandato em curso, *dummy* para mercados acionários mais antigos que 1860, *dummy* para voto obrigatório, logaritmo natural da população e logaritmo natural do PIB *per capita*.

$$\ln(RV) = \ln \left[\frac{\text{var}(R_{-25,25})}{\text{var}(R_{-76,-26})} \right] \quad (36)$$

Constatou-se que o aumento da volatilidade na semana eleitoral está ligado a fatores como voto não obrigatório, estreita margem de vitória e mudança na orientação política do partido no governo. Além disso, constatou-se que o fato de o partido eleito para presidência não ter maioria dos parlamentares é um potencializador desse efeito de aumento da volatilidade dos retornos e que mercados mais jovens apresentam reação mais forte em relação às eleições.

Na pesquisa de Powel *et al.* (2014), para os Estados Unidos e Austrália, constatou-se indiferença dos retornos no mercado de ações e da volatilidade quanto aos partidos políticos. Segundo os autores, os investidores podem usar operações de *hedge* para se prevenirem contra partidos políticos que possam afetar negativamente seus ativos, mitigando eventuais interferências ou efeitos de partidos políticos no mercado de capitais.

Powel *et al.* (2014) ainda fazem uma complementação à contribuição de Pinto, Weymouth e Gourevitch (2010). Dado que os eleitores fazem suas escolhas segundo interesses próprios, ambos os partidos, Democratas e Republicanos, adotarão políticas econômicas que são do interesse de seus eleitores, evitando políticas econômicas que prejudiquem

continuamente o mercado de ações, pois isso implicaria uma avaliação de mau desempenho dos mandatos.

Segundo Jones e Banning (2009), num período de 104 anos, o poder explicativo das eleições sobre o retorno das ações foi insignificante. Constatou-se, também, que o retorno não varia com o partido que controla o Senado ou a Câmara dos Representantes (Câmara dos Deputados), nem combinação entre elas.

Como resultados adicionais, os autores apresentaram que o retorno dos ativos é mais elevado quando o crescimento do PIB é elevado, o que está correlacionado com o controle Democrata do governo. Em contraposição a isso, constatou-se que os retornos dos ativos são maiores quando há baixa na inflação, o que está correlacionada com o controle Republicano.

Além do Risco Político ser representado pelas ideologias de partidos de direita ou esquerda, ressalta-se a possibilidade de alterações na condução de políticas econômicas em anos eleitorais, isso em prol de angariar votos. Rennó e Ames (2014) afirmam que os eleitores escolhem seus representantes segundo diversos critérios avaliativos retrospectivos. No caso brasileiro, os critérios mais frequentes têm sido desempenho no gerenciamento da economia e envolvimento em escândalos de corrupção.

Para Berry, Elliot e Harpham (1996), a popularidade dos governos e as intenções de votos podem ser afetadas pelos indicadores financeiros. Segundo os autores, eleições são momentos nos quais há uma farta quantidade de informações disponíveis, expondo eleitores e investidores a posições competitivas e díspares, tornado turbulentas as perspectivas e posições dos diversos lados do espectro político.

2.8 Ciclos Políticos

Segundo a lógica do *Public Choice*, de que os políticos agem em prol de melhores condições para se elegerem, esta seção trabalhará com a abordagem de ciclos políticos, a fim de fazer a necessária relação entre ação dos governos em época de eleições e o Risco Político. Antes, porém, é necessária uma breve discussão sobre o posicionamento ideológico dos partidos no espectro político esquerda-direita, o que será feito com base nos trabalhos de Tarouco e Madeira (2013a, 2013b).

Conforme os autores, as diferenças ideológicas entre partidos vem sendo uma variável independente usada para explicar as políticas públicas implementadas pelos governos. Diante disso, a literatura tradicional tem analisado essa distinção conceitual entre esquerda e direita segundo as escolhas e percepções dos eleitores e, também, levando em conta a atuação dos

partidos no poder Legislativo e no governo. Para Tarouco e Madeira (2013b), não há controvérsias na literatura brasileira quanto à classificação dos partidos brasileiros segundo essa perspectiva. Os trabalhos apontam para a disposição do PT e do PDT na esquerda, PMDB e PSDB no centro, e PDS, PPR, PPB, PP, PTB e PFL/DEM na direita

Normalmente os gastos sociais são tidos como medidas redistributivas e com impactos macroeconômicos. Por esse motivo, essas são políticas preferidas por partidos de esquerda, os quais são representativos de classes trabalhadoras. Os partidos de direita, por sua vez, preferem as políticas de ajuste e, por isso, são associados a grupos sociais privilegiados. Segundo Tarouco e Madeira (2013a), historicamente, a classificação teórica quanto à diferenciação entre esquerda e direita vem sofrendo mudanças. Porém, a defesa da igualdade, advinda dos princípios socialistas, sempre esteve vinculada à esquerda e a defesa do livre mercado capitalista à direita.

Em seu estudo, os autores colocam que a escala divisória do eixo esquerda-direita, no Brasil, tem algumas peculiaridades com relação a outros países. Segundo eles, a ditadura militar brasileira é invariavelmente classificada como de direita. Nesse caso, deve-se pontuar que nem sempre a direita condena o protecionismo, pois os governos da ditadura adotaram barreiras comerciais à importação a fim de promover o desenvolvimento da indústria nacional.

Tarouco e Madeira (2013a) investigaram as posições políticas dos partidos a partir do conteúdo dos seus manifestos em seus documentos programáticos registrados e publicados. Os resultados alcançados com a análise do conteúdo programático mostraram que os principais partidos brasileiros têm traços de esquerda, apesar da maioria deles apresentarem-se como de centro. Porém, percebeu-se que, ao longo do tempo, os partidos foram readequando o conteúdo dos seus manifestos e apresentando características cada vez mais de centro e de direita.

Tarouco e Madeira (2013b) identificaram sinais da tese da “direita envergonhada” diante da ausência de partidos que defendam, claramente, a posição conservadora de direita. Eles complementam que, apesar disso, há uma certa coerência entre o que os partidos dizem de si nos termos programáticos e suas preferências políticas.

Retomando agora o espectro do *Public Choice*, Nakaguma e Bender (2010) estudam o comportamento do eleitor quanto a manipulações fiscais por parte dos políticos em épocas de eleições. Segundo os autores e, também, Gonçalves e Fenolio (2007), há evidências internacionais de que o déficit orçamentário se eleva e a tributação reduz em anos eleitorais, principalmente em países em desenvolvimento e democracias jovens, pois o monitoramento político é um processo que os eleitores vão incorporando com o tempo e com a experiência em eleições. Essas manipulações fiscais, então, caracterizam ciclos políticos e, conforme o interesse de estudo do presente trabalho, pode caracterizar um fato gerador de Risco Político.

Segundo Araújo Júnior *et al.* (2016), há uma vasta literatura que investiga aspectos de ciclos político-econômicos na Economia, porém, não há muitos estudos aplicados ao mercado de ações. Eles apontam que os enfoques Clássico e Partidário dos modelos de ciclos políticos reforçam o comportamento oportunista do governo no período pré-eleitoral. Diante do *trade-off* inflação-desemprego, eles apontam que os governos de esquerda optam por políticas econômicas expansionistas, priorizando o pleno emprego, e que os governos de direita optam por políticas contracionistas, priorizando a estabilidade dos preços e equilíbrio na balança de pagamentos.

Nakaguma e Bender (2010) procuraram identificar o comportamento do eleitor brasileiro em recompensar ou punir ações de manipulação fiscal, pois o aumento do gasto público pode ser associado tanto à sinalização de trabalho voltado à sociedade quanto de oportunismo eleitoral. Seus resultados apontam para um eleitor que recompensa essa prática, talvez não por dar valor a essa prática, mas sim pela inexperiência decorrente da jovem democracia brasileira.

Apesar disso, no Brasil, o processo de aprendizagem de controle político está ocorrendo, e os autores ressaltam que o efeito oportunismo tem diminuído com o passar do tempo. Afinal, o eleitor está desenvolvendo a capacidade de identificar as manipulações. Gonçalves e Fenolio (2007) pontuam que anteriormente à revolução das expectativas racionais dos eleitores, nos anos 1970, esse processo de aprendizagem era desconsiderado e o eleitor baseava seu voto exclusivamente na performance passada da economia, sem perceber a natureza oportunista dos ciclos econômicos.

Os resultados de Nakaguma e Bender (2010) apontam para a presença forte desses ciclos políticos, caracterizados por aumento de gastos e redução de impostos nos anos de eleições e um movimento oposto nos anos pós-eleitorais. Gonçalves e Fenolio (2007) analisaram a influência do calendário eleitoral sobre a taxa básica de juros (Selic) como *proxy* para a condução da política monetária pelo Bacen no período pós-flutuação cambial.

Ao contrário de Nakaguma e Bender (2010), eles constataram a ausência de ciclos políticos na política monetária. Segundo seus achados, não há evidências de que a Selic tenha sofrido manipulação com fins eleitoreiros no período, o que reforça a percepção de independência do Bacen quanto à condução da política monetária desde a implantação do regime de metas de inflação em 1999.

Apesar dos resultados alcançados por Gonçalves e Fenolio (2007), Nakaguma e Bender (2010) apontam que há diversas pesquisas que mostram uma clara existência de ciclos políticos

no Brasil. Estes resultados são consistentes, até mesmo, para diferentes metodologias adotadas e períodos de tempo estudados.

Vale ressaltar que a democracia tem diversas definições, mas este trabalho irá se ater ao conceito apresentado por Kinzo (2004), segundo a qual Schumpeter (1961) defende que as decisões políticas são alcançadas através da luta pelo voto popular. Então, é importante tratar das eleições presidenciais ocorridas desde a conquista do direito ao voto, ou seja, a partir das eleições de 1989. Segundo Kinzo (2004), a curta experiência democrática brasileira permite afirmar que a via eleitoral é um importante caminho para a alternância de poder.

Porém, essa possibilidade de alternância não significa, efetivamente, que ela tenha acontecido. Haja vista que nas 7 eleições presidenciais ocorridas através do voto popular direto, 2 partidos se destacaram, vencendo 6 eleições (1994 e 1998 com vitória do PSDB e 2002, 2006, 2010 e 2014 com vitória do PT), o que não parece caracterizar um cenário de alternância concreto. O Quadro 2 apresenta os dois principais candidatos de cada eleição e os presidentes do período democrático. É importante ressaltar que houve dois presidentes eleitos por voto popular que sofreram processo de *impeachment* e foram depostos. Os processos de *impeachment*, portanto, também foram acrescentados ao quadro, bem como os respectivos presidentes que assumiram após a conclusão do processo.

Quadro 2 – Eleições, candidatos e presidentes no período pós-democrático

Evento	Candidatos (Partido)	Presidente (partido)	Mandato
Eleições Presidenciais 1989	Fernando Collor de Mello (PRN) Luiz Inácio Lula da Silva (PT)	Fernando Collor de Mello (PRN)	15/03/1990 a 02/10/1992
<i>Impeachment</i> Fernando Collor		Itamar Franco (PMDB)*	02/10/1992 a 01/01/1995
Eleições Presidenciais 1994	Fernando Henrique Cardoso (PSDB) Luiz Inácio Lula da Silva (PT)	Fernando Henrique Cardoso (PSDB)	01/01/1995 a 01/01/1999
Eleições Presidenciais 1998	Fernando Henrique Cardoso (PSDB) Luiz Inácio Lula da Silva (PT)	Fernando Henrique Cardoso (PSDB)	01/01/1999 a 01/01/2003
Eleições Presidenciais 2002	Luiz Inácio Lula da Silva (PT) José Serra (PSDB)	Luiz Inácio Lula da Silva (PT)	01/01/2003 a 01/01/2007
Eleições Presidenciais 2006	Luiz Inácio Lula da Silva (PT) Geraldo Alckmin (PSDB)	Luiz Inácio Lula da Silva (PT)	01/01/2007 a 01/01/2011
Eleições Presidenciais 2010	Dilma Rousseff (PT) José Serra (PSDB)	Dilma Rousseff (PT)	01/01/2011 a 01/01/2015
Eleições Presidenciais 2014	Dilma Rousseff (PT) Aécio Neves (PSDB)	Dilma Rousseff (PT)	01/01/2015 a 31/08/2016
<i>Impeachment</i> Dilma Rousseff		Michel Temer (PMDB)	Desde 31/08/2016

Fonte: Elaboração própria com base em Planalto (2017) e *PMDB (2017)

Para encerrar, insta retomar Kinzo (2004), segundo a qual desde a retomada democrática, com o reestabelecimento do governo civil em 1985, uma série de problemas econômicos e políticos graves fizeram parte da trajetória democrática brasileira. Problemas como hiperinflação, tentativas frustradas de implantação de planos econômicos, adoção de inúmeras moedas e escândalos de corrupção fizeram parte do cenário democrático, inclusive a instauração e conclusão de dois processos de *impeachment* contra presidentes eleitos pelo voto direto.

Diante disso, faz-se necessário percorrer caminhos ainda pouco explorados na literatura financeira brasileira e internacional para entender em que medida os problemas políticos e econômicos interferem no desempenho das empresas e no mercado, em geral. Especificamente, busca-se preencher uma lacuna e entender como as eleições presidências diretas do atual período democrático brasileiro podem afetar a economia e, conseqüentemente, o mercado, mesmo que indiretamente.

Cavalcante (2016) pontua que trabalhos que associam políticas públicas ao processo eleitoral são recorrentes na literatura de economia política e que há um consenso de que tais variáveis são altamente interligadas. Para o autor, a premissa é de que a agenda do ciclo eleitoral influencia a macroeconomia do setor público. Então, o pressuposto de que a dinâmica política exerce efeito sobre as decisões governamentais é suficiente e endossa a necessidade de condução deste trabalho, conforme citado acima.

3 METODOLOGIA

Este capítulo apresenta os procedimentos adotados para que se cumpra o objetivo geral desta dissertação e para dar resposta à sua correspondente pergunta de pesquisa: O que ocorre com os retornos mensais e a volatilidade dos retornos mensais do Ibovespa frente às mudanças em variáveis conjunturais da economia em períodos adjacentes às eleições presidenciais diretas no Brasil pós-redemocratização? Para tanto, inicialmente será feita a caracterização da pesquisa quanto aos seus objetivos, procedimentos técnicos e abordagem. Em seguida, serão apresentadas as hipóteses de pesquisa, a população e amostra estudadas, depois segue o método de coleta e, por último, a metodologia de análise dos dados.

3.1 Caracterização da pesquisa

Esta pesquisa propõe uma investigação da relação de associação causal entre variáveis e indicadores conjunturais da economia brasileira com o desempenho do Ibovespa nos períodos pré e pós-eleitorais da nova democracia brasileira. Segundo Gil (2008), com base em seus objetivos, este estudo foi conduzido como uma pesquisa descritiva, já que pretendeu descobrir se há relação entre variáveis, sem empenho em explicar as causas originárias das eventuais relações.

Segundo o autor, pesquisas descritivas têm o objetivo de caracterizar uma determinada população ou fenômeno, de forma a verificar se há associação entre variáveis, sem, contudo, tentar identificar os fatores que estabelecem a ocorrência das relações.

Em relação aos procedimentos técnicos apresentados por Gil (2007), esta foi uma pesquisa de dados secundários *ex-post-facto*, pois fez uso de dados sem tratamento científico a partir de fatos passados. Então, a investigação da relação entre os indicadores conjunturais econômicos e o mercado acionário baseou-se em acontecimentos já ocorridos, de cujas variações não se tem controle, por já terem ocorrido.

Segundo Creswell (2010), na pesquisa quantitativa usa-se um raciocínio de causa e efeito. Portanto, este estudo se deu a partir de uma abordagem quantitativa, e a investigação ocorreu através de um tratamento estatístico dos dados obtidos.

3.2 Hipóteses de pesquisa

Baseado no conhecimento que se tem sobre a forma como processos eleitorais influenciam os mercados acionários, o que fora discutido nas seções 2.7 e 2.8, essa dissertação busca investigar duas hipóteses básicas. A primeira é a hipótese de que o Risco Político, resultante de eleições majoritárias, gera incerteza no mercado e conseqüente redução dos retornos do Ibovespa. A segunda hipótese é de que a incerteza gerada por esse Risco Político causa maiores oscilações dos preços e, portanto, maior volatilidade dos retornos do Ibovespa.

Então, seis hipóteses serão apresentadas, a seguir, e divididas em dois blocos: o primeiro dedicado aos retornos do Ibovespa e o segundo à volatilidade dos retornos, de forma que a primeira hipótese de cada bloco corresponda às hipóteses básicas supracitadas.

Hipóteses para a equação da média (retornos):

- H_1 : O Risco Político reduz os retornos do mercado acionário.
- H_2 : O Risco Político não afeta os retornos do mercado acionário.
- H_3 : O Risco Político amplifica os retornos do mercado acionário.

Hipóteses para a equação da variância (volatilidade dos retornos):

- H_4 : O Risco Político provoca aumento na volatilidade do mercado acionário.
- H_5 : O Risco Político não afeta a volatilidade do mercado acionário.
- H_6 : O Risco Político reduz a volatilidade do mercado acionário.

As hipóteses do segundo bloco serão estatisticamente testadas segundo um teste-t para as médias da volatilidade em períodos políticos e períodos normais, conforme será descrito na seção 3.6.8. As hipóteses são:

- H_0 : Igualdade da volatilidade em períodos normais e períodos políticos.
- H_a : Períodos políticos possuem volatilidade diferente dos períodos normais.

Caso a hipótese nula seja rejeitada, a análise do efeito causado pelo Risco Político se resumirá à comparação numérica entre as médias da volatilidade em períodos políticos e períodos normais. Caso a média em períodos políticos seja maior, confirmar-se-á H_4 . Caso contrário, H_6 será confirmada.

3.3 População e amostra

Segundo Gil (2008), devido à inviabilidade de se pesquisar a totalidade de dados que compõem o universo de estudos, é comum trabalhar com amostras que, em um número reduzido de elementos, sejam representativas da população. Estatisticamente, a população, ou conjunto universo, representa a totalidade de elementos, dados ou observações. A amostra, por sua vez, é uma fração desse conjunto que deve replicar suas características com fidedignidade.

Nesse contexto, a população, base para este estudo, é composta pelo Ibovespa em toda sua série histórica. A amostra é composta pelo Ibovespa em dados mensais, delimitada pelo período de análise deste trabalho, que inicia em março de 1985 – quando assumiu José Sarney, o primeiro presidente civil após o Regime Militar – e termina em agosto de 2017. As variáveis de estudo são apresentadas na seção seguinte.

Ressalta-se que o Ibovespa foi selecionado como representativo do mercado acionário brasileiro por ser um indicador do desempenho médio das empresas de maior negociabilidade e representatividade do mercado acionário (B3, 2017). Ele é o índice mais amplamente investigado no mercado brasileiro. Além disso, Correia e Amaral (2005) e Araújo Júnior *et al.* (2016), dentre outros autores, ressaltam que ele pode ser usado como *proxy* da carteira de mercado no Brasil. Por fim, conforme destacado na seção 1.2, ele é o instrumento usado como gatilho para suspender as negociações de todo o pregão da bolsa em casos de variações atípicas nos preços dos ativos (CVM, 2014).

Além disso, os investidores estrangeiros são os que têm maior participação no volume financeiro movimentado na bolsa de valores brasileira. Dados da B3 (2017) apontam para um crescimento significativo da participação do investidor estrangeiro, superando 50% do volume financeiro em 2017. Então, a aplicação do dólar como base do Ibovespa se dá em função de caracterizar a forma como os investidores estrangeiros enxergam o Índice Bovespa.

Escolhida a amostra e o período do estudo, faz-se necessária a determinação dos períodos que englobam os fenômenos de interesse para a condução da análise dos dados. Como os eventos de interesse são as eleições presidenciais diretas do período pós-redemocratização, além dos processos de *impeachment*, a *dummy* POLIT irá assumir valores 1 nos meses ao entorno das eleições dos anos de 1989, 1994, 1998, 2002, 2006, 2010 e 2014, além dos processos de *impeachment* de 1992 e 2016. O Quadro 3 delimita o período de análise da amostra e os acontecimentos políticos de interesse.

Quadro 3 – Período de análise da amostra do estudo e eventos políticos

Classificação	Evento de Interesse	Início (1º Turno)	Fim (2º Turno)	Nº meses
Amostra	Período pós-democrático brasileiro	15/03/1985	31/08/2017	385
Eventos políticos	Eleição Presidencial 1989	15/11/1989	17/12/1989	2
	<i>Impeachment</i> de Fernando Collor	29/09/1992 (Câmara Dep.)	30/12/1992 (Senado)	4
	Eleição Presidencial 1994	03/10/1994		1
	Eleição Presidencial 1998	04/10/1998		1
	Eleição Presidencial 2002	06/10/2002	27/10/2002	1
	Eleição Presidencial 2006	01/10/2006	29/10/2006	1
	Eleição Presidencial 2010	03/10/2010	31/10/2010	1
	Eleição Presidencial 2014	05/10/2014	26/10/2014	1
	<i>Impeachment</i> de Dilma Rousseff	17/04/2016 (Câmara Dep.)	31/08/2016 (Senado)	5

Fonte: elaboração própria com base em TSE (2017)

Apesar de os processos de *impeachment* não contarem com a participação popular direta, assim como as eleições diretas desde 1989, eles serão analisados pois envolvem troca de presidente e, também, ocorrem em duas etapas, o primeiro na Câmara dos Deputados e o segundo no Senado. Aqui também se parte do pressuposto de que são eventos geradores de algum tipo de Risco Político, tanto quanto (ou mais do que) as eleições diretas.

3.4 Coleta de dados

Conforme definido na seção 3.1, esta é uma pesquisa de dados secundários. Neste estudo, foram utilizados dados retirados da internet, os quais ainda não contam com tratamento estatístico.

O Quadro 4 apresenta as variáveis de estudo desse trabalho, selecionadas dentro do período de análise:

- No painel A, constam variáveis do mercado acionário;
- No painel B, constam variáveis conjunturais; e
- No painel C, constam variáveis *dummy* de controle.

Quadro 4 – Variáveis do estudo

Variável	Descrição	Observações
Painel A		
BVSP	Retorno logarítmico do Ibovespa em dólares	Variável dependente
MSCI	Retorno logarítmico do índice mundial <i>Morgan Stanley Capital International</i> (MSCI)	Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008).
VFIN	Variação logarítmica do volume financeiro na B3	Variável abandonada por não possuir dados para o período integral de análise (dados a partir de jan./1986)
Painel B		
SELIC	Taxa de juro nominal brasileira	
IPCA	Taxa de inflação brasileira	
PTAX	Variação logarítmica da taxa de câmbio R\$/US\$	
M0	Variação logarítmica do volume de papel moeda emitido pelo Banco Central, em dólares	
M1	Variação logarítmica do volume de papel moeda em poder do público, em dólares	
FED	Taxa de juro nominal americana	
JR	Taxa de juro real brasileira	Variável construída a partir de SELIC e IPCA
SPREAD	Spread entre as taxas SELIC e FED, ajustado pela variação do câmbio	Variável construída a partir de SELIC, FED e PTAX Prêmio de risco para o investidor estrangeiro investir no Brasil
RPTAX	Variação logarítmica do risco da taxa de câmbio (F)	Variável construída a partir de SELIC, FED e PTAX, com base em Aftab e Rehman (2017) e em Capelletto e Corrar (2008) <i>Proxy</i> para Risco Brasil
EMBI	Variação logarítmica do Risco Brasil (EMBI+ Br)	Série calculada segundo metodologia do banco JP Morgan Variável abandonada por não possuir dados para o período integral de análise (dados a partir de abr./1994)
PIB	Variação logarítmica do PIB brasileiro, em dólares	Variável abandonada por não possuir dados para o período integral de análise (dados a partir de jan./1990)
RESERV	Variação logarítmica das reservas internacionais brasileiras, em dólares	Variável abandonada por não possuir dados para o período integral de análise (dados até jul./2016)
Painel C		
POLIT	<i>Dummy</i> política	<i>Dummy</i> para controle de eventos políticos (eleições e <i>impeachments</i>)
PRESID	<i>Dummy</i> para alternância de presidente	<i>Dummy</i> para controle de eventos políticos em que houve troca de presidente
PART	<i>Dummy</i> para alternância de partido na presidência	<i>Dummy</i> para controle de eventos políticos em que houve troca de partido na Presidência da República
METHOD	<i>Dummy</i> para alteração da metodologia de cálculo do Ibovespa	<i>Dummy</i> para controle da alteração da metodologia de cálculo do Ibovespa

Todas as variáveis estão em base mensal e, quando cabível, foram coletadas ou calculadas com base no valor de fechamento de cada mês. Além disso, conforme abordado na seção 2.6.2, o país passou por diversos planos econômicos em seu período inicial de redemocratização, até que se implantasse o Plano Real. Esses diversos planos trouxeram

consigo diversas alterações na moeda oficial. Então, para eliminar esse efeito, fez-se importante a adoção do dólar como base para as variáveis.

O índice mundial MSCI foi selecionado a exemplo do trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008). Assim como os autores, o objetivo é eliminar as oscilações ocorridas em alcance global, permitindo representar o humor do mercado internacional, principalmente nos momentos de crises internacionais como a crise do México (1994-1995), a crise Asiática (1997), a crise da Rússia (1998), a crise das empresas “ponto com” da Nasdaq (2000-2001), da Argentina (2001-2002) e do Subprime (2008).

As variáveis conjunturais, além de serem interesse de estudo, são aquelas que podem sofrer alterações dependendo da Política Monetária adotada pelos governos. A taxa de juros, por exemplo, é determinada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) e utilizada como instrumento para controle inflacionário. A taxa de inflação, além da influência da taxa de juros, pode sofrer influência dos preços controlados da inflação, aqueles em que o governo pode exercer intervenção. A taxa de câmbio pode ser controlada pela colocação ou retirada de dólar na economia. Os agregados monetários são decorrentes da atuação direta do Banco Central, conforme definição do COPOM. A taxa de juro americana e o *spread* com relação à taxa de juro brasileira (prêmio de risco) são fatores importantes para a atração e fluxo de capital estrangeiro no Brasil. O risco da taxa de câmbio e o Risco Brasil têm conceitos similares e representam um instrumento que pode auxiliar os investidores na gestão do risco de seus investimentos, bem como os países na percepção do seu potencial em atrair capital financeiro.

Por fim, as variáveis *dummies* têm o objetivo de identificar eventos específicos e detectar uma possível influência na variável resposta, pois se parte do pressuposto de que todos os eventos controlados pelas *dummies* propostas são eventos geradores de algum tipo de risco e que podem, de alguma forma, gerar influência sobre o Ibovespa. Os eventos de interesse são os períodos de eleições presidenciais e processos de *impeachment* de Fernando Collor e Dilma Rousseff, eleições que promoveram a alternância de presidente, eleições que promoveram a alternância de partido na presidência e, por último, a alteração na metodologia de cálculo do Índice Bovespa.

O Quadro 5 exhibe as variáveis efetivamente estudadas nesta dissertação e alguns autores clássico e contemporâneos que as incluíram em seus estudos.

Quadro 5 – Variáveis estudadas e fontes teóricas

Variável em Estudo	Variáveis Similares	Fontes Teóricas / Autores
BVSP	Índice de bolsa	Officer (1973) Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) Ribeiro, Leite e Justo (2016)
MSCI	Índice mundial	Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) Lehkonen e Heimonen (2015)
SELIC JR FED	Taxa de Juros	Geske e Roll (1983) Schwert (1989) Grôppo (2006) Moore e Wang (2014)
IPCA	Taxa de Inflação	Chen, Roll e Ross (1986) Moore e Wang (2014) Ribeiro, Leite e Justo (2016)
PTAX	Taxa de câmbio	Dornbush e Fisher (1980). Lehkonen e Heimonen (2015) Ribeiro, Leite e Justo (2016)
M0 M1	Papel-moeda	Officer (1973) Grôppo (2006) Lehkonen e Heimonen (2015)
SPREAD	Prêmio de Risco	Chen, Roll e Ross (1986) Moore e Wang (2014) Lehkonen e Heimonen (2015)
RPTAX	EMBI+ Br CDS	Ribeiro, Leite e Justo (2016) Aftab e Rehman (2017) Capelletto e Corrar (2008)

Fonte: Elaborado pelo autor

Os dados foram coletados nos sítios eletrônicos do Ipeadata, Banco Central, IBGE, B3, *Thomsom Financial Datastream* e *Federal Reserve Bank of St. Louis*. O Quadro 6 apresenta as variáveis que não foram suprimidas do estudo com maior riqueza de informações em comparação ao Quadro 4. As análises dos dados coletados foram feitas através de procedimentos e técnicas estatísticas detalhados nas seções seguintes (3.4 e 3.5).

Quadro 6 – Operacionalização das variáveis e fontes de coleta de dados

Variável	Descrição	Detalhes	Fonte
BVSP	Retorno logarítmico do Ibovespa em dólares (valores mensais de fechamento do índice Bovespa dividido pela cotação do dólar – compra, fim do período)	$BVSP_{USD,t} = \frac{BVSP_{fech,t}}{PTAX_{fech,t}}$ $BVSP_t = \ln\left(\frac{BVSP_{USD,t}}{BVSP_{USD,t-1}}\right)$	Ipeadata
MSCI	Retorno logarítmico do índice mundial MSCI (valores mensais de fechamento) A inclusão desta variável segue o trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008).	$MSCI_t = \ln\left(\frac{MSCI_{fech,t}}{MSCI_{fech,t-1}}\right)$	Thomson Financial Datastream
SELIC	Taxa de juros contínua Valores mensais da Taxa de Juros nominal aplicada em operações de empréstimos interbancários de curto prazo, apurada pelo Sistema Especial de Liquidação e Custódia	$SELIC_t = \ln(1 + SELIC_{discr,t})$	Bacen
IPCA	Taxa de inflação contínua Valores mensais da Taxa de Inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	$IPCA_t = \ln(1 + IPCA_{discr,t})$	IBGE
PTAX	Variação logarítmica da taxa de câmbio R\$/US\$ (valores de compra ao fim do período)	$PTAX_t = \ln\left(\frac{PTAX_{fech,t}}{PTAX_{fech,t-1}}\right)$	Ipeadata
M0	Variação logarítmica do volume de papel moeda emitido pelo Banco Central, em dólares	$M0_{USD,t} = \frac{M0_{R$,t}}{PTAX_{fech,t}}$ $M0_t = \ln\left(\frac{M0_{USD,t}}{M0_{USD,t-1}}\right)$	Bacen
M1	Variação logarítmica do volume de papel moeda em poder do público, em dólares	$M1_{USD,t} = \frac{M1_{R$,t}}{PTAX_{fech,t}}$ $M1_t = \ln\left(\frac{M1_{USD,t}}{M1_{USD,t-1}}\right)$	Bacen
FED	Taxa de juro nominal americana (contínua)	$FED_t = \ln(1 + FED_{discr,t})$	Federal Reserve Bank of St. Louis
JR	Taxa de juro real brasileira	$JR_t = \frac{(1 + SELIC_t)}{(1 + IPCA_t)} - 1$	Elaboração própria
SPREAD	Spread entre as taxas SELIC e FED, ajustado pela variação do câmbio – prêmio de risco	$SPREAD_t = \frac{(1 + SELIC_t)}{(1 + FED_t)} (1 + PTAX_t) - 1$	Elaboração própria
RPTAX	Variação logarítmica do risco da taxa de câmbio (F) – Proxy para Risco Brasil Formulação matemática baseada em Aftab e Rehman (2017) e em Capelletto e Corrar (2008)	$F_t = \left[\frac{(1 + SELIC_t)}{(1 + FED_t)} - 1 \right] PTAX_{fech,t} \cdot 10^4$ $RPTAX_t = \ln\left(\frac{F_t}{F_{t-1}}\right)$	Elaboração própria
POLIT	Dummy política 0 para períodos fora de eleições e impeachments 1 para os meses ao entorno dos períodos especificados no Quadro 3	12 dummies foram construídas de forma que assumiam valor 1 para +/- 1 mês (POLIT1), +/- 2 meses (POLIT2), ..., +/- 12 meses (POLIT12) ao entorno dos períodos especificados no Quadro 3.	Elaboração própria
PRESID	Dummy para alternância de presidente 0 para os mandatos após as eleições que promoveram continuidade de presidente 1 para os mandatos após as eleições que promoveram alternância de presidente		Elaboração própria
PART	Dummy para alternância de partido na presidência 0 para os mandatos após as eleições que promoveram continuidade de partido na presidência 1 para os mandatos após as eleições que promoveram alternância de partido na presidência		Elaboração própria
METHOD	Dummy para alteração da metodologia de cálculo do Ibovespa 0 para o período de mar/1985 a dez/2013 (metodologia antiga) 1 para o período de jan/2014 a mar/2017 (metodologia nova)		Elaboração própria

Conforme Quadro 4, as variáveis suprimidas do estudo foram VFIN, EMBI, PIB e RESERV. As fontes para coleta dos dados foram, respectivamente, B3, Ipeadata, Bacen e Bacen.

É importante reforçar que a *dummy* METHOD foi adicionada ao trabalho devido à alteração na metodologia de cálculo do Ibovespa no decorrer do período de análise da amostra (B3, 2016). O anúncio da alteração foi emitido pela B3, então denominada BM&FBOVESPA, em 11 de setembro de 2013, a transição das metodologias ocorreu entre 1º de janeiro e 30 de abril de 2014 (quando o índice foi calculado como uma média da metodologia antiga e da nova, na proporção de 50% a 50%) e que a mudança efetiva da metodologia ocorreu em 1º de maio de 2014, por isso a *dummy* assumiu valores 1 a partir de janeiro de 2014, quando iniciou o período de transição metodológica, até março de 2017.

3.5 Roteiro Metodológico

Esta seção apresenta os procedimentos realizados para atingir os objetivos do trabalho. Detalhes técnicos e de modelagem serão fornecidos na próxima seção.

Para cumprimento do primeiro objetivo específico, inicialmente foram feitas as estatísticas descritivas das variáveis. Depois, verificou-se a presença de raiz unitária em cada uma delas através de testes de estacionaridade. Os testes a serem conduzidos são o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) e análise gráfica. Além disso, apresentou-se a matriz de correlações entre as variáveis. Para o estudo das características de autocorrelação e sazonalidade de cada variável, verificaram-se as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, via correlograma com 24 defasagens, foi feito o teste de Ljung-Box para 24 defasagens e rodou-se um modelo ARMA(12,0). Depois, a volatilidade de cada variável foi avaliada a partir de um vetor de Razão de Volatilidade, a fim de se observar se há algum comportamento anormal ou amplificado de volatilidade das séries envolvidas no estudo.

Dado que o segundo objetivo específico é investigar a relação estatística entre os retornos do Ibovespa e variáveis conjunturais econômicas, o seu adequado cumprimento toma por base o trabalho de Chen, Roll e Ross (1986). Um modelo de séries temporais MQO foi proposto para os retornos logarítmicos do Ibovespa em dólar contra as variáveis conjunturais econômicas, conforme equação (37).

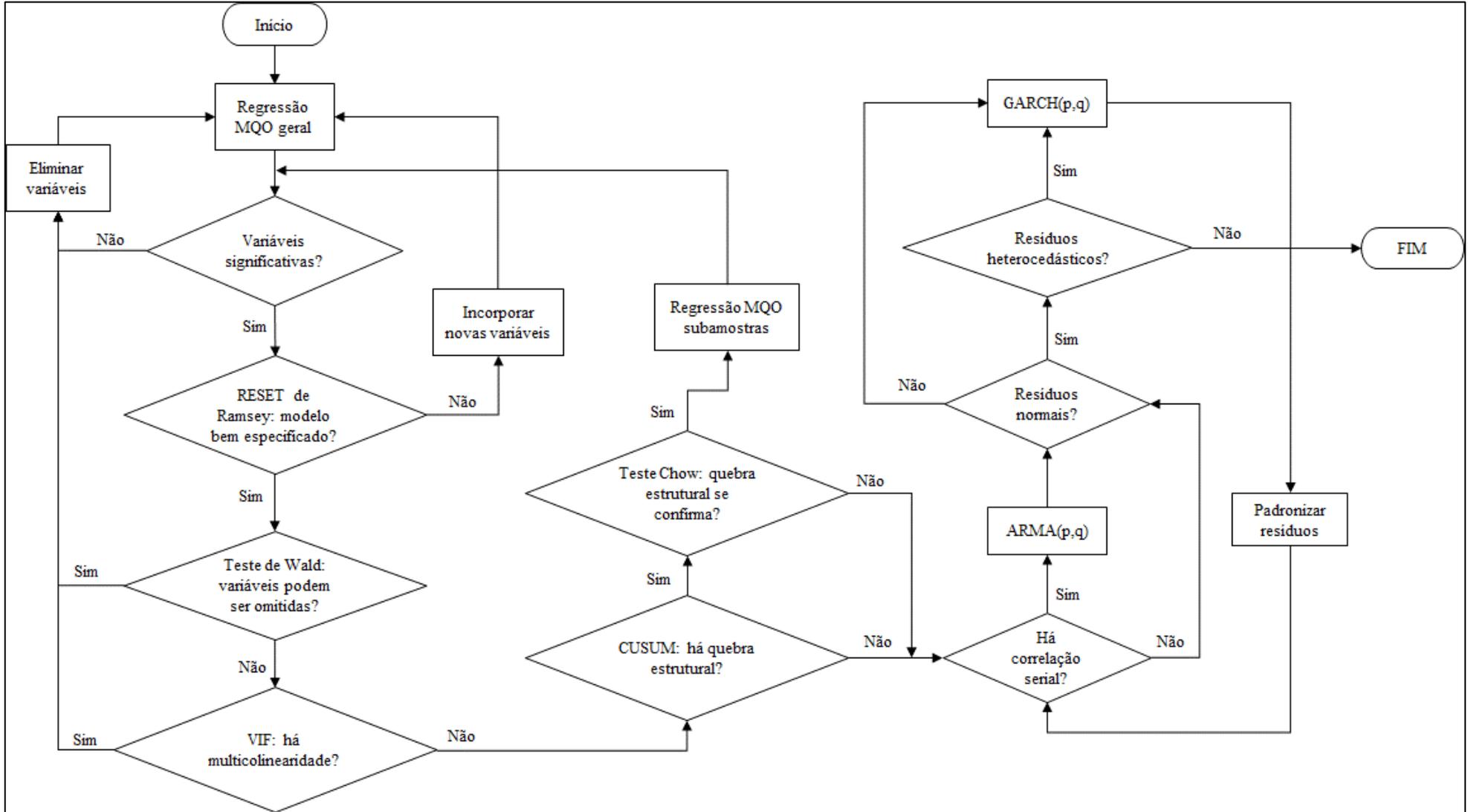
$$\begin{aligned}
 BVSP_t = & \beta_0 + \beta_{MSCI}MSCI + \beta_{SELIC}SELIC + \beta_{IPCA}IPCA + \beta_{JR}JR + \beta_{PTAX}PTAX \\
 & + \beta_{FED}FED + \beta_{SPREAD}SPREAD + \beta_{RPTAX}RPTAX + \beta_{M0}M0 \\
 & + \beta_{M1}M1 + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{37}$$

Esse modelo inicial geral da equação (37) foi testado quanto à especificação linear e omissão de variáveis, quanto à multicolinearidade entre as variáveis, quanto à quebra estrutural, quanto à ausência de correlação serial dos resíduos, quanto à normalidade e à heterocedasticidade dos resíduos. Os testes realizados estão listados a seguir e detalhados na próxima seção:

- Teste de especificação do modelo: Teste RESET de Ramsey;
- Teste de omissão de variáveis: Teste de Wald;
- Teste de multicolinearidade: Regressões auxiliares e Fator de Inflação da Variância (VIF);
- Testes de ajuste do modelo linear: Resíduos Recursivos (CUSUM) e Quebra estrutural (Chow);
- Testes de correlação serial dos resíduos: Teste Breusch-Godfrey, Teste Ljung-Box e análise gráfica do correlograma;
- Testes de normalidade dos resíduos: Teste Jarque-Bera, Teste Shapiro-Wilk e análise gráfica do diagrama QQ;
- Testes de heterocedasticidade dos resíduos: Análise gráfica, Teste de White e Teste Breusch-Pagan e Teste de efeito ARCH.

Com os resultados dos testes acima, o modelo foi tratado e refinado conforme processo descrito pelo fluxograma da Figura 1 até que se obtivesse um modelo ARMAX(1,0). Esse procedimento foi seguido até que se encontrasse o modelo final do trabalho, capaz de atender a todos os pressupostos testados.

Figura 1 – Fluxograma ilustrativo da rotina de ajuste dos modelos testados



Fonte: Elaborado pelo autor

A partir do modelo ARMAX(1,0) anterior, diversas janelas de eventos foram testadas individualmente, as quais são delimitadas por *dummies* POLIT com amplitudes variando de +/-1 a +/-12 meses, gerando um modelo que incorpora eventos relacionado ao Risco Político com significância estatística, conforme expresso pela equação (38). Ressalta-se, aqui, que os resultados dos modelos serão apresentados na seção 4 e que a equação (38) é ilustrativa de um processo ARMAX(1,0) com a incorporação da variável POLIT, pois nem todos os coeficientes são significativos.

$$\begin{aligned}
 BVSP_t = & \phi_0 + \phi_1 BVSP_{t-1} + \beta_{MSCI} MSCI + \beta_{SELIC} SELIC + \beta_{IPCA} IPCA + \beta_{JRJR} \\
 & + \beta_{PTAX} PTAX + \beta_{FED} FED + \beta_{SPREAD} SPREAD + \beta_{RPTAX} RPTAX \\
 & + \beta_{M0} M0 + \beta_{M1} M1 + \beta_{POLIT} POLIT + \alpha_t
 \end{aligned} \quad (38)$$

O penúltimo objetivo específico propõe a modelagem da volatilidade dos resíduos do modelo expresso pela equação (38) e a verificação da influência de eventos políticos sobre a variância condicional dos retornos do Ibovespa em dólar. Dado que $\alpha_t = \sigma_t \cdot \varepsilon_t$, o adequado cumprimento deste objetivo toma por base o trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) e faz o uso de um GARCH(1,1), conforme equação (39), em que F_k e β_k são as variáveis conjunturais e seus respectivos coeficientes. Tem-se, portanto, que o modelo final do trabalho é do tipo ARMAX-GARCH.

$$\begin{aligned}
 \sigma_t^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot u_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^n \beta_k F_k + \beta_{POLIT} POLIT + \beta_{PRESID} PRESID \\
 & + \beta_{PART} PART + \beta_{METOD} METOD
 \end{aligned} \quad (39)$$

Por fim, o último objetivo específico propõe uma investigação da volatilidade do modelo final, de forma a detectar se há volatilidade anormal em períodos próximos a eventos políticos geradores de risco. Para tanto, foi construído um vetor de Razão de Volatilidade dos resíduos do modelo ARMAX-GARCH e o mesmo foi testado quanto à igualdade de variâncias (teste-F) e de médias (teste-t) em meses dentro e fora de períodos de eleições. A rejeição das hipóteses nulas de igualdade de variâncias e de médias indica que a variância e a média da volatilidade do modelo ARMAX-GARCH são estatisticamente diferentes da variância e da média da volatilidade fora de períodos de eleições, devendo ser avaliado se são maiores ou menores.

3.6 Análise dos dados

Nesta seção, os métodos e testes pertinentes serão apresentados com maior detalhamento. Antes de apresentá-los, porém, é importante pontuar que os dados foram organizados no *software Microsoft Office Excel*, e os testes e modelos foram rodados no *software Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library)*.

3.6.1 Testes de Raiz Unitária

Antes de se realizar uma análise econométrica de correlação, é prudente verificar a ordem de integração das séries temporais estudadas. Segundo Grôppo (2006), somente séries estacionárias são passíveis de estimação por regressão. Para tanto, utilizam-se os testes de raiz unitária. Dois dos mais empregados são o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), proposto por Dickey e Fuller (1979, 1981) e o Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992).

Segundo Nicolau (2011), o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é baseado em um processo autorregressivo de ordem p ($p > 1$), incluindo uma defasagem das variáveis diferenciadas em Y_{t-1} , em relação ao teste DF. Os três modelos são:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (40)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (42)$$

A equação (40) representa o modelo sem intercepto. O modelo da equação (41), por sua vez, apresenta o intercepto α , e o modelo da equação (42) contém o intercepto α e uma variável tendência β_t . Em ambos os modelos, ΔY_{t-1} representa os termos diferenciados defasados e ε_t representa um erro de ruído branco. No teste ADF, deve-se testar a hipótese nula de que a série possui raiz unitária ($H_0: \gamma = 0$), ou seja, não estacionariedade, contra a hipótese alternativa de que a série não possui raiz unitária ($H_1: \gamma < 1$), ou seja, estacionariedade.

O teste KPSS é um teste alternativo ao ADF, porém apresenta uma lógica contrária quanto à estatística de teste. Segundo Greene (2012), é um teste de não estacionariedade em que a hipótese nula é de estacionariedade. O modelo é representado pela equação (43),

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (43)$$

em que ε_t é uma série estacionária e z_t é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída (iid) com média zero e variância igual a um. A título de complementação, este teste é uma estatística LM (de Multiplicador de Lagrange).

3.6.2 Teste de Especificação do Modelo

O teste de especificação do modelo compara dois modelos e parte do pressuposto de que um deles é mais correto. Segundo Greene (2012), o teste RESET (*regression specification error test*) de Ramsey, proposto por Ramsey (1969), testa a hipótese nula de um modelo linear simples – modelo restrito – contra a hipótese alternativa de um modelo de ordem mais elevada que não foi explicitamente especificado, conforme equações (44) e (45).

$$H_0: y = X\beta + \varepsilon \quad (44)$$

$$H_1: y = X\beta + X^n\gamma + \varepsilon \quad (45)$$

O termo $X^n\gamma$ representa a adição de termos de ordem n ($n > 1$) ao modelo linear. Estes termos podem ser quadráticos, cúbicos, produtos cruzados etc. Ou seja, a estatística testa se a adição de termos, compondo um modelo mais irrestrito, refina o modelo e, portanto, ao se rejeitar a hipótese nula, está se considerando que o modelo restrito não está adequadamente especificado.

Segundo Alexander (2005), o teste Anova (análise de variância) é um teste da excelência do ajustamento do modelo. Ele descreve a decomposição da variância total da variável dependente na soma dos quadrados explicados (SQE) e na soma dos quadrados residuais (SQR). O teste F é a estatística de teste, e a hipótese nula é de que os parâmetros, exceto a constante, são nulos. Ou seja, rejeitar a hipótese nula implica aceitar o modelo testado.

3.6.3 Testes de Multicolinearidade

A multicolinearidade é um problema de ajuste do modelo capaz de impactar a estimativa dos parâmetros. Então, para medir esse efeito, deve-se investigar a estrutura de correlação das variáveis preditoras, o que pode ser feito através de regressões auxiliares, alternando a exclusão das variáveis explicativas.

Para se testar a multicolinearidade entre as variáveis explicativas, deve-se calcular o Fator de Inflação da Variância (VIF) que, segundo O'Brien (2007), indica o aumento da variância de uma variável independente que pode ser atribuído ao fato de ela não ser completamente ortogonal às outras variáveis do modelo. Ou seja, o VIF quantifica o aumento da variância de um coeficiente estimado da regressão devido à existência de correlação entre seus preditores. A equação (46) explicita a fórmula para cálculo do VIF. Valores elevados de VIF indicam multicolinearidade entre as variáveis independentes do modelo.

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (46)$$

3.6.4 Testes de Ajuste do Modelo Linear

Segundo Alexander (2005), as quebras estruturais são fatos comuns nos mercados financeiros e podem ocorrer devido a um choque de mercado que gera uma mudança imediata no comportamento dos preços e indicadores. Johnston e Dinardo (1997) pontuam que um modelo estimado deve ser válido, também, para dados fora da amostra e, ainda, seus parâmetros devem ser constantes ao longo do tempo.

Johnston e Dinardo (1997) apresentam o método de Resíduos Recursivos (CUSUM), segundo o qual se faz uma estimativa do modelo até um período $t-1$ e, em seguida, faz-se a previsão de y_t , cujo erro de previsão é dado pela equação (47). A variância do erro de previsão, por sua vez, está representada pela equação (48). A identificação da quebra estrutural se dá no ponto do gráfico em que o erro de previsão ultrapassa o intervalo de confiança. Caso seja de 95%, os limites da faixa são dimensionados por 1,96 erros-padrão para cima e para baixo.

$$v_t = y_t - x'_t b_{t-1} \quad (47)$$

$$var(v_t) = \sigma^2 [1 + x'_t (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1} x_t] \quad (48)$$

O termo x'_{t-1} , na equação (47), representa a previsão de um período à frente de y_t .

Johnston e Dinardo (1997) apontam que uma quebra estrutural ocorre quando os parâmetros configuram relações que se diferem de uma subamostra para outra. Heij *et al.* (2004), então, descreve o Teste de Chow como um procedimento que divide a amostra em duas subamostras a fim de analisar se os parâmetros vão variar de uma subamostra para a outra. A partir dessa divisão, é possível que o modelo tome três formas distintas: modelo com parâmetros comuns; modelo com interceptos diferentes e inclinações comuns; e modelo com interceptos e inclinações diferentes. Eles estão representados, matricialmente, nas equações (49), (50) e (51), respectivamente.

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & X_1^* \\ i_2 & X_2^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta^* \end{bmatrix} + u \quad (49)$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & 0 & X_1^* \\ 0 & i_2 & X_2^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \beta^* \end{bmatrix} + u \quad (50)$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} i_1 & 0 & X_1^* & 0 \\ 0 & i_2 & 0 & X_2^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \beta_1^* \\ \beta_2^* \end{bmatrix} + u \quad (51)$$

A estimação por MQO dos modelos das equações (49), (50) e (51) gera as seguintes somas dos resíduos quadrados, respectivamente: RSS_1 , RSS_2 e RSS_3 . A partir delas, realizam-se testes de hipóteses para interceptos diferentes ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2$), inclinações diferentes ($H_0: \beta_1^* = \beta_2^*$) e interceptos e inclinações diferentes ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ e $\beta_1^* = \beta_2^*$). As estatísticas de teste F são calculadas conforme equações (52), (53) e (54), respectivamente.

$$F = \frac{RSS_1 - RSS_2}{RSS_2 / (n - k - 1)} F(1, n - k - 1) \quad (52)$$

$$F = \frac{RSS_2 - RSS_3 / (k - 1)}{RSS_3 / (n - 2k)} F(k - 1, n - 2k) \quad (53)$$

$$F = \frac{RSS_1 - RSS_3 / (k)}{RSS_3 / (n - 2k)} F(k, n - 2k) \quad (54)$$

3.6.5 Testes de Correlação Serial dos Resíduos

Outro pressuposto do MQO é que a covariância entre os termos de erro do modelo seja zero ao longo do tempo, ou seja, $cov(u_i, u_j) = 0$ para $i \neq j$. Pressupõe-se, então, que eles não sejam autocorrelacionados ou, em outras palavras, eles não apresentem correlação serial. Brooks (2008) reforça que, pelo fato de os distúrbios populacionais não poderem ser observados, os testes de correlação serial são conduzidos para os resíduos da regressão.

Segundo o autor, o Teste Breusch-Godfrey faz a regressão auxiliar do termo de erro em t , contra valores de erros defasados nas mais diversas ordens, conforme equação (55), de cujas hipóteses de teste estão mostradas nas equações (56) e (57).

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t \quad (55)$$

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_r = 0 \quad (56)$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \text{ ou } \rho_2 \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \rho_r \neq 0 \quad (57)$$

Na regressão da equação (55), v_t segue distribuição normal, com média zero e variância σ_v^2 . Percebe-se que a hipótese nula é de ausência de autocorrelação entre os resíduos em todas as defasagens possíveis. A estatística de teste é $BG = (T-r)R^2$. Brooks (2008) afirma que este apresenta uma potencial dificuldade quanto à determinação da quantidade apropriada de defasagens dos resíduos a serem testadas. A resposta para esse problema depende da frequência dos dados analisados. Por exemplo, se os dados coletados estiverem em dias úteis, é possível que se detecte autocorrelação com defasagens iguais 5 ou 21, denotando uma semana ou um mês. Se forem mensais, o r pode assumir valor de 12, representando um ano.

Por fim, segundo o autor, se o modelo estiver bem especificado e estatisticamente adequado, não há por que ele apresentar evidências de autocorrelação nos resíduos.

Segundo Greene (2012), outra alternativa para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação ($H_0: \rho = 0$) é proporcionada pelo Teste Box-Pierce, proposto por Box e Pierce (1970), que realiza a estatística de teste Q , representada pela equação (58). Como forma de refinar o teste anterior, Ljung e Box (1979) propuseram o Teste Ljung-Box, que faz a estatística de teste Q' , exibida na equação (59),

$$Q = T \sum_{j=1}^P r_j^2 \quad (58)$$

$$Q' = T(T + 2) \sum_{j=1}^P \frac{r_j^2}{T-j} \quad (59)$$

em que T é o tamanho da amostra, j é a ordem da defasagem e r_j é representado pela equação (60).

$$r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j}}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (60)$$

Ambos os testes são assintoticamente distribuídos segundo uma qui-quadrado com P graus de liberdade, em que P é o número de regressores. Greene (2012) acrescenta que o teste Box-Pierce é menos poderoso do que o teste Breusch-Godfrey quando a hipótese nula é falsa.

3.6.6 Testes de Normalidade dos Resíduos

As distribuições de probabilidade que fogem da normalidade apresentam problemas com relação ao terceiro e quarto momento estatísticos, os quais representam a assimetria (τ) e a curtose (κ), respectivamente. O teste Jarque-Bera foi proposto por Bera e Jarque (1981) e, segundo Alexander (2005), é uma forma do teste de Wald, cuja hipótese nula é de normalidade dos dados. A estatística de teste, que está representada pela equação (61), assume, assintoticamente, distribuição qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Ela é definida em termos do tamanho da amostra e das estimativas de assimetria e excesso de curtose.

$$JB = n[(\hat{\tau}^2/6) + (\hat{\kappa}^2/24)] \quad (61)$$

O teste Shapiro-Wilk também é baseado na estatística de Wald. A hipótese nula também é de que os dados seguem distribuição normal. Formulado por Shapiro e Wilk (1965), a estatística W segue conforme equação (62),

$$W = \frac{b^2}{S^2} = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (62)$$

em que b é a melhor estimativa não enviesada para a inclinação da regressão linear para as observações y_i .

Segundo Alexander (2005), também é possível observar que os dados se afastam da normalidade a partir de gráficos qualitativos. O gráfico Q-Q (Quantil-Quantil) representa a dispersão dos quartis empíricos no eixo vertical, contra os quartis teóricos no eixo horizontal, de uma dada distribuição. A análise do gráfico se dá pela proximidade dos dados plotados a uma reta, sem desvios. Isso significa que os quantis empíricos, transformados em uma normal padrão, se aproximam dos quantis de uma distribuição normal padrão pura. As caudas pesadas (excesso de curtose) são detectadas quando os dados plotados se afastam da reta para cima, nos quantis maiores, e para baixo, nos quantis menores. Ou seja, a distribuição normal padrão transformada apresenta quantis mais baixos menores e quantis mais altos maiores do que os quantis da normal.

3.6.7 Testes de Heterocedasticidade dos Resíduos

Um dos pressupostos para o MQO é de que os termos de erro do modelo tenham variância constante ao longo da série, ou seja, os resíduos devem apresentar homocedasticidade. Segundo Greene (2012), a heterocedasticidade dos resíduos acarreta sérios problemas para inferências pelo método MQO. Heij *et al.* (2004) pontua que a heterocedasticidade incorre em perda de eficiência do modelo, pois as observações com maior termo de erro provêm menos informações sobre os coeficientes da regressão do que as observações com menor termo erro.

A análise gráfica é uma maneira de verificar a presença de heterocedasticidade nos resíduos. Deve-se plotar seus valores contra o tempo e analisar como varia a amplitude das variações dos resíduos. Caso essa amplitude permaneça aproximadamente constante ao longo do tempo, é um sinal de que a série de resíduos é homocedástica. Pelo contrário, se em algum momento, a amplitude dos resíduos aumenta ou diminui muito em relação ao restante da série, isso é um sinal de heterocedasticidade. Heij *et al.* (2004) fazem análises bastante didáticas de gráficos de variância de resíduos.

Alexander (2005) explica que isso ocorre se alguma propriedade da variável dependente não é explicada por nenhuma das variáveis explicativas. Nessa situação, as propriedades não capturadas podem estar presentes em variáveis omitidas, as quais são incorporadas pelo erro do modelo. Então, se as variáveis omitidas são heterocedásticas, os resíduos também serão. A autora acrescenta que, por isso, os testes de heterocedasticidade se

baseiam em regressões auxiliares para os resíduos quadráticos contra outras variáveis do modelo.

O Teste de White, proposto por White (1980) realiza a estatística de teste LM, cuja hipótese nula é de homocedasticidade ($H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$). A operacionalização do teste se faz regredindo os resíduos ao quadrado contra os produtos ao quadrado e produtos cruzados das variáveis explicativas. A estatística de teste LM é obtida por nR^2 , em que n é o número de observações da regressão auxiliar e R^2 é o coeficiente de determinação (SQE/SQT , em que SQT é a Soma dos Quadrados Totais).

A estatística de teste é assintoticamente distribuída segundo uma distribuição qui-quadrado com $P-1$ graus de liberdade, em que P é o número de regressores, incluindo a constante. Segundo Greene (2012), é um teste bem geral e simples que pode indicar, além da heterocedasticidade, a omissão de variáveis quadráticas. Apesar disso, é um teste que pode ter baixo poder e que não auxilia na identificação das variáveis que causam heterocedasticidade.

O Teste Breusch-Pagan também é um teste do tipo LM e foi proposto por Breusch e Pagan (1979). Esse teste assume que a heterocedasticidade pode estar contida em um conjunto de variáveis z , pertencentes ou não à regressão original. Ele, portanto, faz a regressão auxiliar dos resíduos quadráticos normalizados contra as variáveis z , conforme equação (63).

$$\frac{e_i^2}{(e'e/n)} = \alpha_0 + \alpha'z_i \quad (63)$$

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \frac{e_i^2}{(e'e/n)} \quad (64)$$

A equação (64) explicita a hipótese nula de homocedasticidade. A estatística de teste é $SQE/2$, em que SQE refere-se à regressão auxiliar, mostrada na equação (63). O teste é assintoticamente distribuído e segue uma qui-quadrado com os graus de liberdade iguais ao número de variáveis de z_i .

3.6.8 Razão de Volatilidade

Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) fizeram um estudo de variáveis políticas que influenciavam na volatilidade dos retornos dos índices de 27 países componentes da OCDE. Através de um estudo de eventos, com dados diários, eles calcularam a razão de volatilidade

estática de uma janela de evento ao entorno das eleições em comparação com uma janela de evento mesma amplitude, porém, imediatamente anterior.

Para tanto, eles tomaram duas janelas de evento de mesma amplitude, quais sejam (-25, 25) e (-76, -26), calcularam a variância dos retornos do índice de cada país, de forma que a eleição assumisse a posição zero, dividiram a variância da primeira janela de eventos pela variância da segunda e tomaram o logaritmo natural, conforme equação (65), em que R representa os retornos do índice.

$$\ln(RV) = \ln \left[\frac{\text{var}(R_{-25,25})}{\text{var}(R_{76,-26})} \right] \quad (65)$$

O Resultado dessa Razão de Volatilidade permite uma interpretação rápida sobre o possível aumento de volatilidade em períodos eleitorais, de forma que valores positivos indicam volatilidade maior do período eleitoral, valores iguais a zero indicam que a volatilidade no período anterior é igual à do período eleitoral e valores negativos indicam que a volatilidade do período anterior é maior.

Considerando que esse estudo usou dados diários e que a janela de evento é composta pelas observações entre +/- 25 dias, tem-se que eles estudaram uma janela de aproximadamente +/- 1 mês. Ao se pensar a utilização dessa Razão de Volatilidade para dados mensais, pouco seria possível de se detectar calculando-se a variância de uma janela de eventos de 3 meses, sendo que a eleição ocuparia o mês central.

Também, o cálculo para uma janela de +/- 24 meses (ou 2 anos) não proporcionaria resultado satisfatório, já que a janela de evento do período anterior à eleição englobaria a eleição anterior. Ou seja, a comparação estaria sendo feita entre dois períodos eleitorais.

Então, fazendo-se uma analogia de que um mês está para um dia, assim como um ano está para um mês, optou-se por tomar uma janela de evento de +/-12 meses, em que o evento de interesse assumisse a posição central (posição 0), totalizando 25 meses. Então as janelas de evento são (-12, 12) e (-38, -13). Outra adaptação foi com relação à quantidade de eventos estudados. Com 27 países e uma amostra de 5 eleições por país, em média, Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) compuseram uma amostra total de 134 eleições para serem estudadas e regredidas contra as variáveis políticas de cada país.

Como este trabalho se limita às eleições e processos de *impeachment* brasileiros, ter-se-ia apenas 9 eventos para serem estudados e regredidos contra inúmeras variáveis políticas. Optou-se, então, por fazer um cálculo da Razão de Volatilidade dinâmica, de forma

que cada mês dentro da amostra tivesse uma Razão de Volatilidade correspondente e a partir daí se teria um vetor de Razão de Volatilidade composto ao longo de toda amostra.

Como o objetivo deste trabalho é investigar o comportamento da volatilidade do Ibovespa, quando modelado por variáveis conjunturais, em vez de se usar os valores de retornos do Ibovespa no cálculo da Razão de Volatilidade, foram usados os resíduos do modelo estimado para a média, padronizados pelo erro de previsão do modelo estimado para a variância dos resíduos, conforme equação (66), em que r_pad representa os resíduos padronizados do modelo.

$$\ln(RV12_t) = \ln \left[\frac{\text{var}(r_pad_{t-12}, r_pad_{t+12})}{\text{var}(r_pad_{t-37}, r_pad_{t-13})} \right] \quad (66)$$

Dessa forma, é possível verificar se a volatilidade dos resíduos padronizados nos meses ao entorno das eleições é maior, menor ou igual do que a volatilidade do período imediatamente anterior.

A partir do cálculo da Razão de Volatilidade dinâmica (RV12), esse vetor será segregado em valores dentro de períodos políticos e valores fora (a delimitação dos períodos políticos será feita pela *dummy* POLIT12, que representa a janela de eventos com amplitude de 25 meses ao entorno dos eventos políticos). O objetivo é comparar a média dos valores dentro de períodos políticos com a média dos valores fora, e a expectativa é de que a média dos valores dentro seja maior do que a média dos valores fora, o que indicaria que a volatilidade em períodos políticos é maior.

Para tanto, fez-se um teste de hipóteses simples para comparação de médias: o teste-t. A hipótese nula desse teste é de igualdade de médias, e ele tem duas especificações: amostras com a mesma variância e amostras com variâncias diferentes.

Então, antes de se fazer o teste-t, deve-se aplicar um teste de hipóteses para comparação da variância: o teste-F. A hipótese nula do teste-F é de igualdade de variâncias. A partir do resultado do teste-F, é possível escolher a especificação adequada a ser usada no teste-t.

Ressalta-se que o interesse não é comparar as variâncias da RV12 dentro e fora de períodos políticos, pois não faria sentido tirar conclusão pela igualdade ou diferença da variância entre duas variáveis que derivam do cálculo de variância.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

O principal objetivo desta dissertação é investigar a volatilidade do Ibovespa (BVSP) sob influência de variáveis conjunturais da economia em períodos em que há alguma incerteza gerada pelo processo eleitoral majoritário. A suposição inicial é que, de alguma forma, as eleições estão relacionadas ao Risco Político. Para tanto, antes de investigar a volatilidade do Ibovespa, é necessário modelar sua série de retornos.

Neste capítulo, apresentam-se os resultados alcançados e discute-se como eles podem atender aos objetivos específicos propostos. Inicialmente, foi feita uma análise descritiva das variáveis de interesse e das possíveis formas de interferência sob os retornos do Ibovespa. Em seguida, devido à indisponibilidade de dados, discute-se o uso da variável risco da taxa de câmbio como uma possível *proxy* para o Risco Brasil. Depois, as principais etapas da modelagem dos retornos do Ibovespa são apresentadas, de onde decorrem as análises quanto à forma que as variáveis conjunturais da economia e os eventos políticos a influenciam, bem como influenciam a sua volatilidade.

4.1 Análise Descritiva dos Dados

O primeiro objetivo específico do trabalho propõe o estudo do comportamento individual das variáveis. Para tanto, a Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das séries temporais, quais sejam média e mediana, valores mínimo e máximo, desvio padrão, assimetria e curtose.

Como todas as variáveis representam uma taxa de variação ou retorno, esperava-se que tenham média zero. Porém, não é exatamente o que ocorre. Percebe-se que SELIC, IPCA, PTAX e RPTAX têm um deslocamento superior ou muito próximo a +5 pontos percentuais com relação ao valor esperado. A análise das medianas permite observar que esse comportamento pode ser efeito de valores extremos, pois essa é uma medida isenta da influência de valores extremos e as referidas variáveis têm medianas mais próximas de zero em comparação às médias.

Percebe-se, também, através da amplitude e do desvio padrão, que BVSP, RPTAX, M0 e M1 são as variáveis com maior dispersão e, por fim, nota-se que nenhuma das variáveis do estudo apresenta distribuição de frequência próxima à distribuição Normal, pois seus valores de assimetria e curtose desviam muito, individualmente ou conjuntamente, de zero.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis do estudo

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose
BVSP	0,0086	0,0175	-1,1437	0,6466	0,1712	-0,9437	7,0502
MSCI	0,0058	0,0108	-0,2113	0,1095	0,0437	-0,9051	2,5516
SELIC	0,0656	0,0148	0,0049	0,5991	0,1023	2,1292	4,3551
IPCA	0,0582	0,0069	-0,0051	0,6010	0,1025	2,2007	5,0350
JR	0,0073	0,0072	-0,1799	0,1463	0,0202	-2,0128	30,3000
PTAX	0,0550	0,0094	-0,1816	0,5469	0,1109	1,5014	2,1418
FED	0,0030	0,0033	0,0001	0,0078	0,0023	0,1129	-1,2442
SPREAD	0,0091	0,0092	-0,3195	0,2571	0,0475	-0,4912	9,4734
RPTAX	0,0478	0,0331	-3,1191	1,1173	0,3189	-3,5120	31,6510
M0	0,0154	0,0114	-0,6216	3,0416	0,1949	9,6438	148,6900
M1	0,0153	0,0079	-0,5976	2,9259	0,2009	7,9216	113,0100

Fonte: Elaborado pelo autor

Após verificadas as estatísticas descritivas das variáveis, parte-se para a análise da estacionaridade, que se faz importante pois, conforme abordado anteriormente, somente séries estacionárias são passíveis de estimação por regressão. Então, para maior confiabilidade do ajuste aplicado aos modelos dos estudos, é importante certificar de que as variáveis são estacionárias. Mais uma vez, por se tratar de variáveis em nível de retorno ou taxa de variação, espera-se que todas sejam estacionárias. Os testes estatísticos aplicados foram o ADF e o KPSS, os quais estão mostrados na Tabela 2.

Observa-se que as variáveis BVSP, MSCI, JR, SPREAD, M0 e M1 são estacionárias em nível, SELIC e FED são integradas de ordem 1 e que IPCA, PTAX e RPTAX apresentaram conflito entre os resultados dos testes ADF e KPSS, sendo necessário uma análise gráfica de estacionaridade. Por simplificação serão exibidos apenas os resultados dos testes realizados com uma constante. Mas os resultados para os testes executados sem constante e com constante e tendência foram análogos aos aqui apresentados.

Tabela 2 – Testes de estacionaridade ADF e KPSS

Variável	Modelo	ADF ($H_0: \gamma = 0$)			KPSS ($H_0: \gamma \neq 0$)			Conclusão
		Estatística de teste τ	p-valor	Resultado	Estatística de teste LM	p-valor	Resultado	
BVSP	c/ const.	-19,7970	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,0560	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)
MSCI	c/ const.	-17,7360	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,2110	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)
SELIC	c/ const.	-2,1532	0,2239	Não rejeita H_0	1,5969	< 0,0100	Rejeita H_0^{***}	I(1)
IPCA	c/ const.	-3,7874	0,0033	Rejeita H_0^{***}	1,5623	< 0,0100	Rejeita H_0^{***}	Análise gráfica
JR	c/ const.	-3,8875	0,0021	Rejeita H_0^{***}	0,3052	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)
PTAX	c/ const.	-3,9844	0,0015	Rejeita H_0^{***}	1,5589	< 0,0100	Rejeita H_0^{***}	Análise gráfica
FED	c/ const.	-2,0413	0,2692	Não rejeita H_0	2,3178	< 0,0100	Rejeita H_0^{***}	I(1)
SPREAD	c/ const.	-18,1852	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,0786	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)
RPTAX	c/ const.	-4,4832	0,0002	Rejeita H_0^{***}	0,9655	< 0,0100	Rejeita H_0^{***}	Análise gráfica
M0	c/ const.	-5,2592	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,1038	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)
M1	c/ const.	-5,3094	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,1007	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(0)

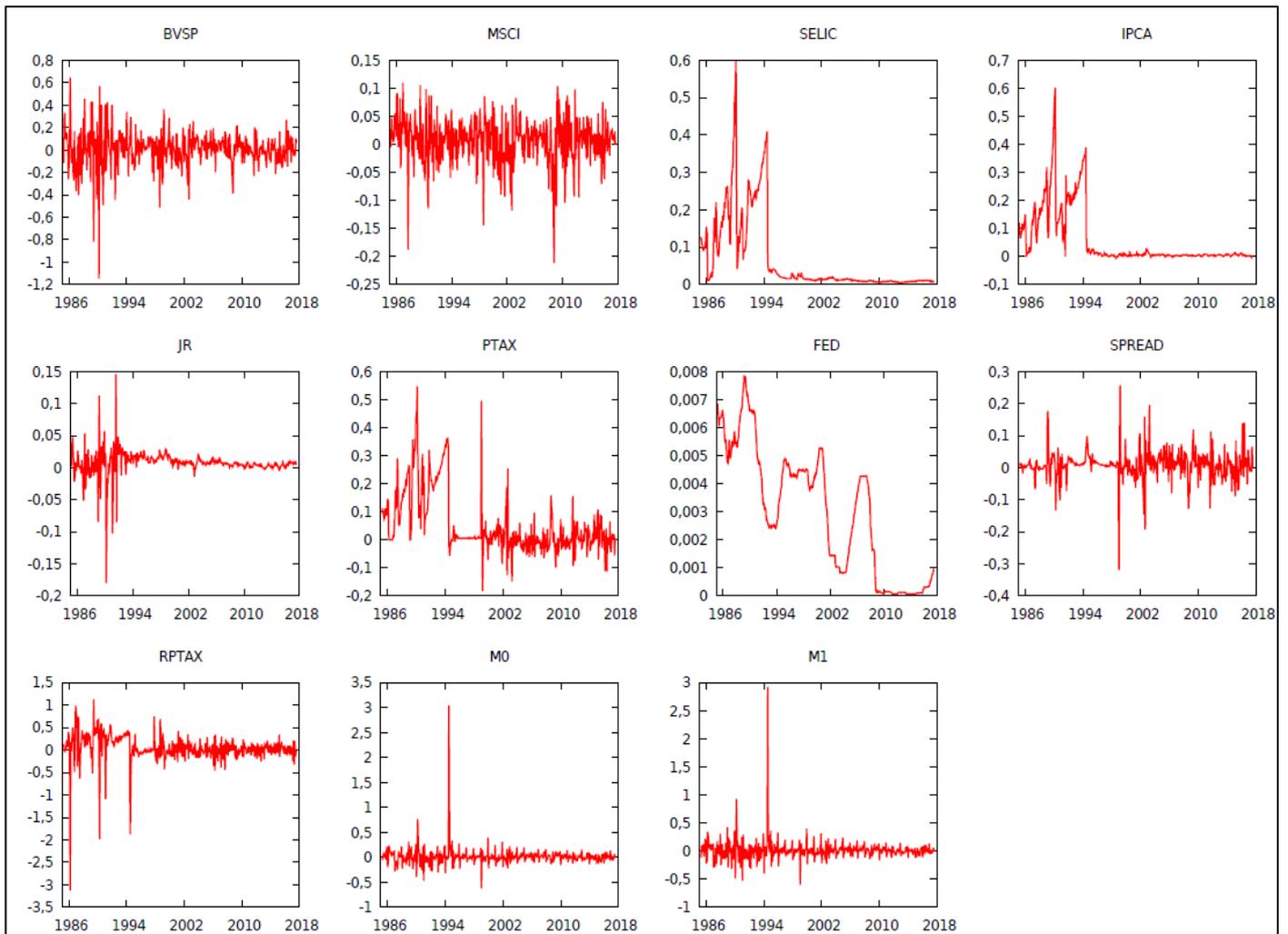
Fonte: Elaborado pelo autor

Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%

Além dos testes estatísticos, a estacionaridade das variáveis pode ser verificada pelos gráficos de séries temporais da Figura 2. A análise gráfica confirma estacionaridade das variáveis BVSP, MSCI, JR, SPREAD, M0 e M1. Além disso, é possível confirmar que SELIC e FED são não estacionárias em nível, devendo ser integradas de ordem 1. É possível verificar que a variável IPCA também é não estacionária. Por fim, a variável RPTAX aparenta ser estacionária em nível, e PTAX ainda deixa dúvidas em função dos valores iniciais da série oscilarem apenas no campo positivo. Porém, por já se tratar de uma série de retorno logarítmico, optou-se por não trabalhar com a variável em sua primeira diferença.

Os gráficos permitem, também, ter noção da volatilidade das séries. Dado que os valores oscilam com amplitudes variáveis e que apresentam valores extremos muito superiores à amplitude média de variação, pode-se dizer que as séries ali representadas, bem como as séries da Figura 3, são heterocedásticas.

Figura 2 – Gráfico de série temporal das variáveis



Fonte: Elaborado pelo autor

Diante da não estacionaridade da SELIC, IPCA e FED, as variáveis foram integradas em sua primeira diferença e analisadas novamente. A Tabela 3, com os testes ADF e KPSS, e os gráficos da Figura 3 permitem verificar que as séries tornam-se estacionárias quando integradas.

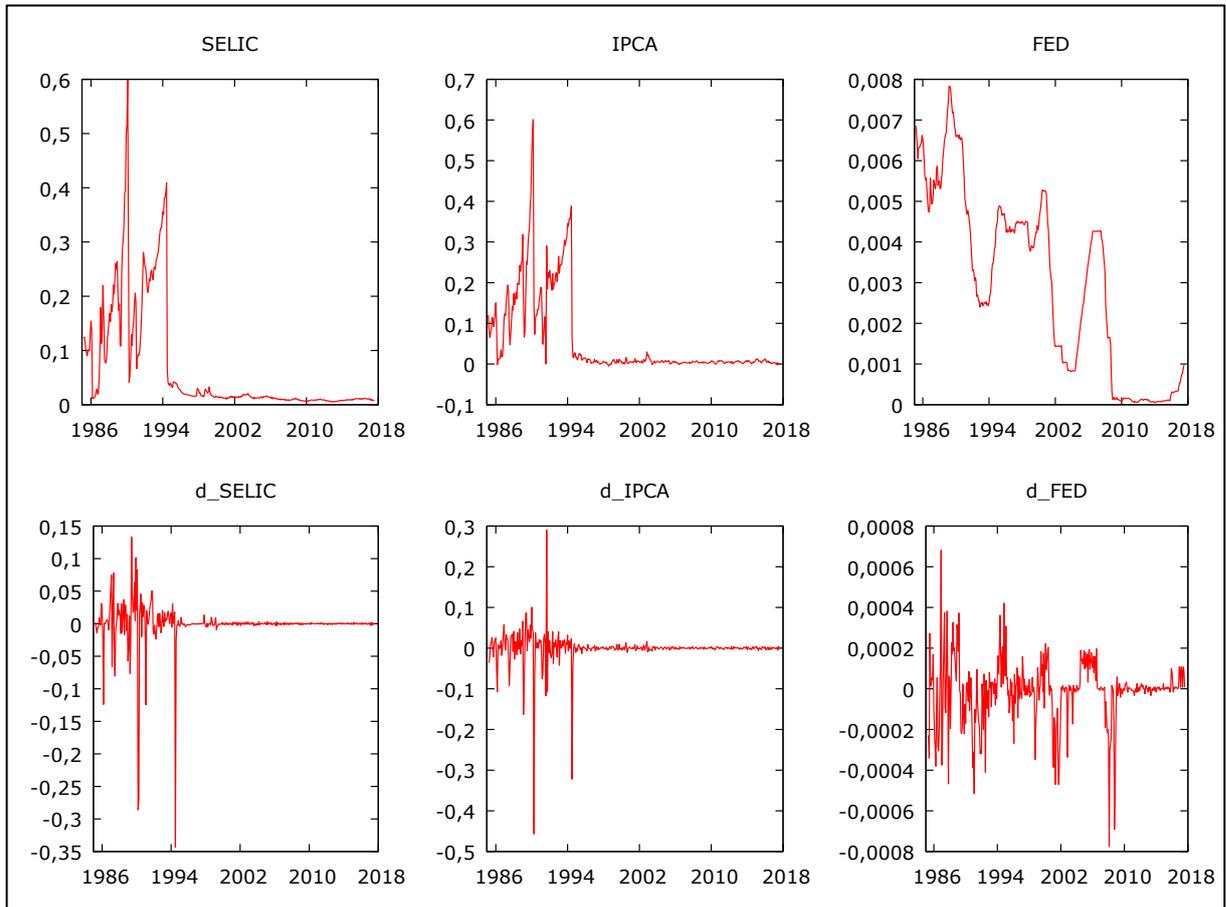
Tabela 3 – Testes de estacionaridade para as variáveis SELIC, IPCA e FED em suas primeiras diferenças

Variável	Modelo	ADF ($H_0: \gamma = 0$)			KPSS ($H_0: \gamma \neq 0$)			Conclusão
		Estatística de teste τ	p-valor	Resultado	Estatística de teste LM	p-valor	Resultado	
d_SELIC	c/ const.	-9,6757	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,0318	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(1)
d_IPCA	c/ const.	-13,6091	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,0312	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(1)
d_FED	c/ const.	-5,2091	0,0000	Rejeita H_0^{***}	0,0545	> 0,1000	Não rejeita H_0	I(1)

Fonte: Elaborado pelo autor

Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%

Figura 3 – Gráficos comparativos de série temporal para as variáveis SELIC, IPCA e FED, e suas primeiras diferenças



Fonte: Elaborado pelo autor

A Tabela 4 exibe as estatísticas descritivas das séries integradas da SELIC, IPCA e FED, que passarão a ser referidas pelas siglas ou nomes das variáveis não integradas, por simplificação. De forma geral, o deslocamento da média com relação ao zero, bem como a dispersão, diminuiu. Porém, suas distribuições de probabilidade parecem ter se afastado ainda mais da distribuição Normal.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das variáveis SELIC, IPCA e FED em suas primeiras diferenças

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose
d_SELIC	-0,0003	0,0000	-0,3431	0,1331	0,0328	-6,0538	57,4570
d_IPCA	-0,0003	0,0003	-0,4567	0,2905	0,0387	-4,9249	69,2480
d_FED	0,0000	0,0000	-0,0008	0,0007	0,0002	-0,7815	3,8076

Fonte: Elaborado pelo autor

A Tabela 5 exibe a matriz de correlações entre as variáveis. As correlações superiores a 40%, em sentido positivo ou negativo, foram destacadas. Nota-se elevada correlação positiva entre BVSP e MSCI, o que não é uma surpresa, já que os índices nos mercados internacionais costumam ser correlacionados, principalmente em *bear market* (SOLNIK; BOUCRELLE; LE FUR, 1996; LONGIN; SOLNIK, 2001). Outra correlação interessante de se analisar é correlação positiva entre SELIC e IPCA. Ora, desde a implantação do Plano Real, a taxa básica de juros brasileira vem sendo usada como um instrumento de Política Monetária do governo, de forma que se busca aumentar a taxa de juros quando a inflação está alta, a fim de retirar liquidez do mercado e controlar a inflação.

Tabela 5 – Matriz de correlações entre as variáveis

	BVSP	MSCI	d_SELIC	d_IPCA	JR	PTAX	d_FED	SPREAD	RPTAX	M0	M1
BVSP	1,0000										
MSCI	0,4157	1,0000									
d_SELIC	-0,1083	-0,0041	1,0000								
d_IPCA	-0,2251	-0,0245	0,5754	1,0000							
JR	0,1815	0,0277	0,4431	-0,1583	1,0000						
PTAX	-0,2257	-0,1317	0,1435	0,1339	0,0323	1,0000					
d_FED	0,0081	0,0091	0,0090	0,0036	-0,0423	-0,0552	1,0000				
SPREAD	0,4532	0,3141	-0,0062	-0,0105	0,1409	-0,4436	0,1146	1,0000			
RPTAX	-0,3343	-0,0854	0,7207	0,5130	0,1879	0,4318	0,0099	-0,1642	1,0000		
M0	0,1070	0,1039	-0,5707	-0,3970	-0,1036	-0,1950	0,0454	0,3413	-0,4024	1,0000	
M1	0,1057	0,0969	-0,5528	-0,3914	-0,1072	-0,1943	0,0467	0,3297	-0,3932	0,9858	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor

A correlação positiva entre SELIC e RPTAX era esperada, uma vez que a fórmula utilizada para o cálculo do risco da taxa de câmbio tem a SELIC no seu numerador. Dado que a SELIC e o IPCA são positivamente correlacionados, então, por consequência, o IPCA também será positivamente correlacionado com RPTAX, mesmo não fazendo parte do cálculo, diretamente.

A correlação negativa de M0 e M1 com a SELIC também tem fundamentação econômica. Uma vez que o aumento da taxa de juros retira liquidez da economia, a quantidade de papel moeda emitida pelo governo, bem como a quantidade de papel moeda em poder da população, diminui. Afinal, adiar o consumo para investir o dinheiro tende a ser o comportamento esperado pela autoridade monetária. Também decorrente da correlação positiva entre SELIC e IPCA, percebe-se forte correlação negativa entre M0 e M1 com o IPCA. Apesar de não terem sido destacadas, esses coeficientes de correlação aproximam-se muito dos 40%. Essa mesma análise pode ser feita entre M0, M1 e RPTAX.

Por fim, a correlação negativa da PTAX com SPREAD e RPTAX pode causar confusão, pois a PTAX entra no numerador da fórmula para o cálculo dessas duas variáveis. O efeito negativo ocorre pois a elevação da taxa de câmbio significa desvalorização da moeda nacional. Então, em se entendendo o SPREAD como um prêmio pelo risco na visão do investidor estrangeiro, se a variação da taxa de câmbio ocorre no sentido positivo, isso afetaria negativamente a rentabilidade do investidor ao recomprar os dólares quando da retirada do seu dinheiro do país. Análise similar se aplica ao risco da taxa de câmbio –inclusive, é isso o que sugere o próprio nome da variável.

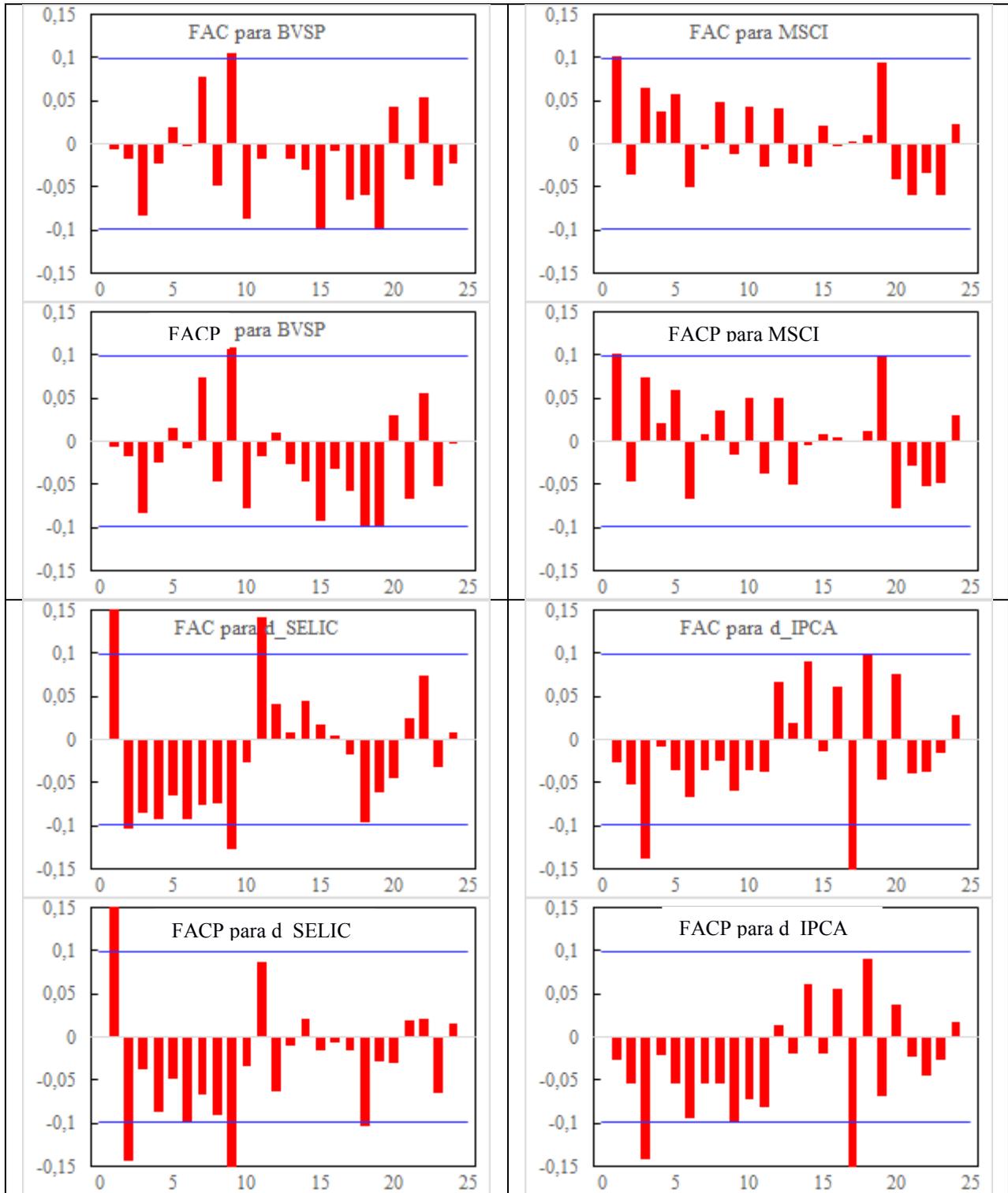
Tabela 6 – Tabela de autocorrelações das variáveis e teste Ljung-Box para 24 defasagens

Variável	BVSP	MSCI	d_SELIC	d_IPCA	JR	PTAX	d_FED	SPREAD	RPTAX	M0	M1
ϕ_0	0,0060	0,0040	0,1642 ***	-0,0003	0,0035 ***	0,0043	-3,1370	0,0086 ***	0,0327 **	0,0129	0,013
ϕ_1	-0,0118	0,1050 **	-0,1568 ***	-0,0781	0,1365 ***	0,4970 ***	0,4507 ***	0,0820	0,1170 ***	-0,0248	-0,0312
ϕ_2	-0,022	-0,0663	-0,0526	-0,0865 *	-0,0079	0,1937 ***	0,0285	0,0111	0,0276	0,0496	0,0320
ϕ_3	-0,0657	0,0714	-0,1099 **	-0,1760 ***	-0,0069	0,0249	0,1032 *	-0,0222	0,0158	0,0210	0,0385
ϕ_4	-0,0236	0,0036	-0,0514	-0,0577	0,1592 ***	0,0339	-0,0187	0,0135	0,0133	0,0229	0,0177
ϕ_5	0,0100	0,0529	-0,1086 **	-0,0917 *	0,0186	0,0055	0,0967 *	0,0097	0,0634	0,0527	0,0558
ϕ_6	-0,0005	-0,0590	-0,0707	-0,1225 **	-0,1145 **	0,0456	0,0857	0,0562	0,0065	-0,0685	-0,0528
ϕ_7	0,0714	-0,0049	-0,0715	-0,0729	0,116 **	-0,0527	-0,0864	-0,0777	0,0266	0,0028	-0,0173
ϕ_8	-0,0534	0,0414	-0,1353 ***	-0,0749	0,0113	0,0648	0,0398	0,0351	-0,0137	-0,0338	-0,0318
ϕ_9	0,0877 *	-0,0317	-0,0586	-0,1038 **	-0,0467	0,0193	0,0948*	-0,0061	-0,0497	-0,0035	0,0091
ϕ_{10}	-0,0908	0,0563	0,0991 *	-0,0805	0,2083 ***	0,0038	-0,0241	0,0052	0,0571	-0,0548	-0,0954 *
ϕ_{11}	-0,0119	-0,0423	-0,0607	-0,0864 *	0,126 **	0,022	-0,0627	-0,0128	-0,0005	-0,0572	-0,0452
ϕ_{12}	0,0074	0,0514	0,0514	0,0147	-0,0912 *	0,0514	0,0012	-0,0201	0,1804 ***	0,2103 ***	0,2414 ***
Ljung-Box (p-valor)	29,6314 (0,1970)	20,5727 (0,6640)	59,0887 (0,0001)	51,8607 (0,0008)	112,1900 (0,0000)	2433,1100 (0,0000)	343,8480 (0,0000)	18,8259 (0,7610)	47,2007 (0,0032)	53,8055 (0,0005)	64,8298 (0,0000)

Fonte: elaborado pelo autor

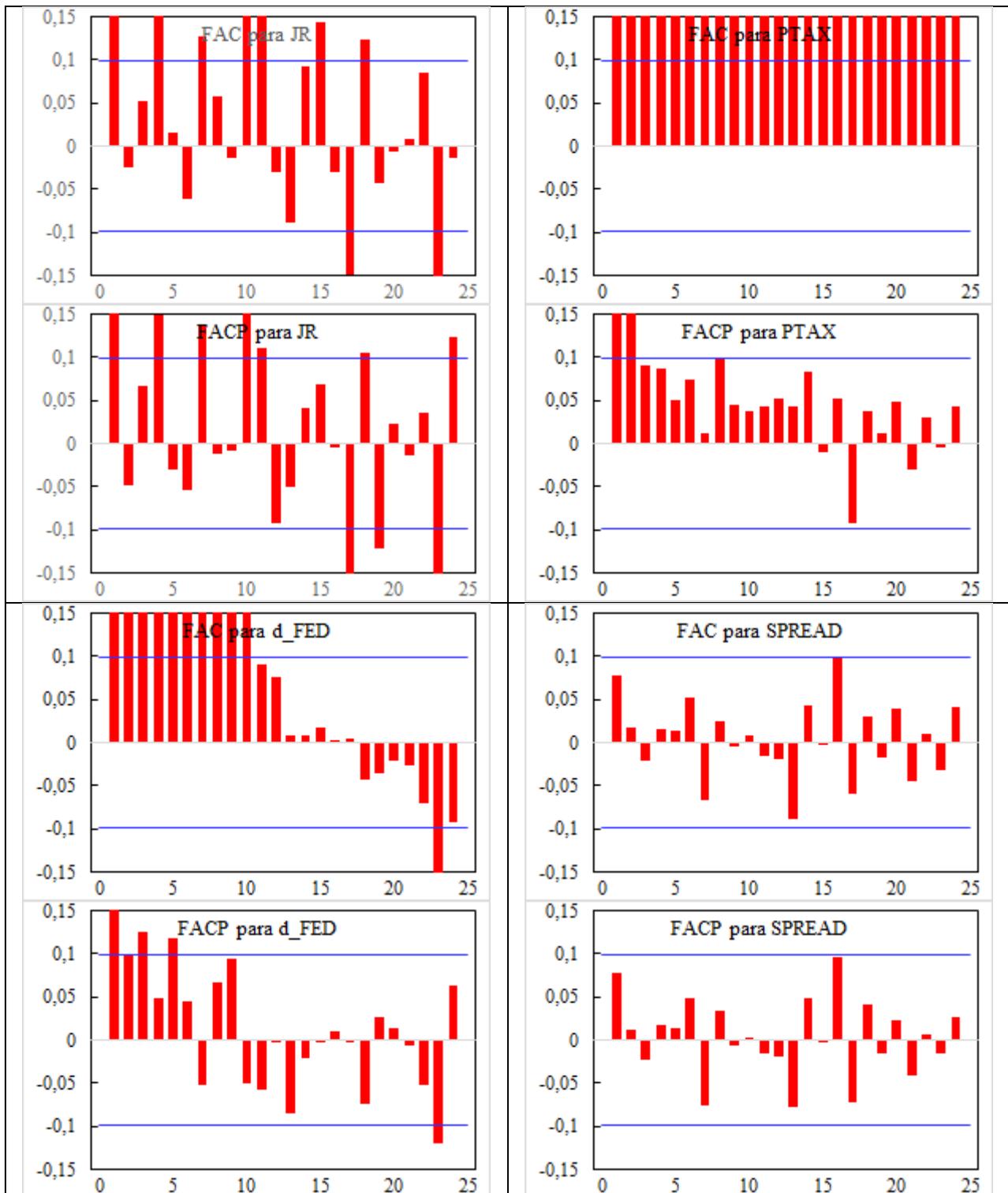
Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%

Figura 4 – Correlograma com as funções FAC e FACP das variáveis



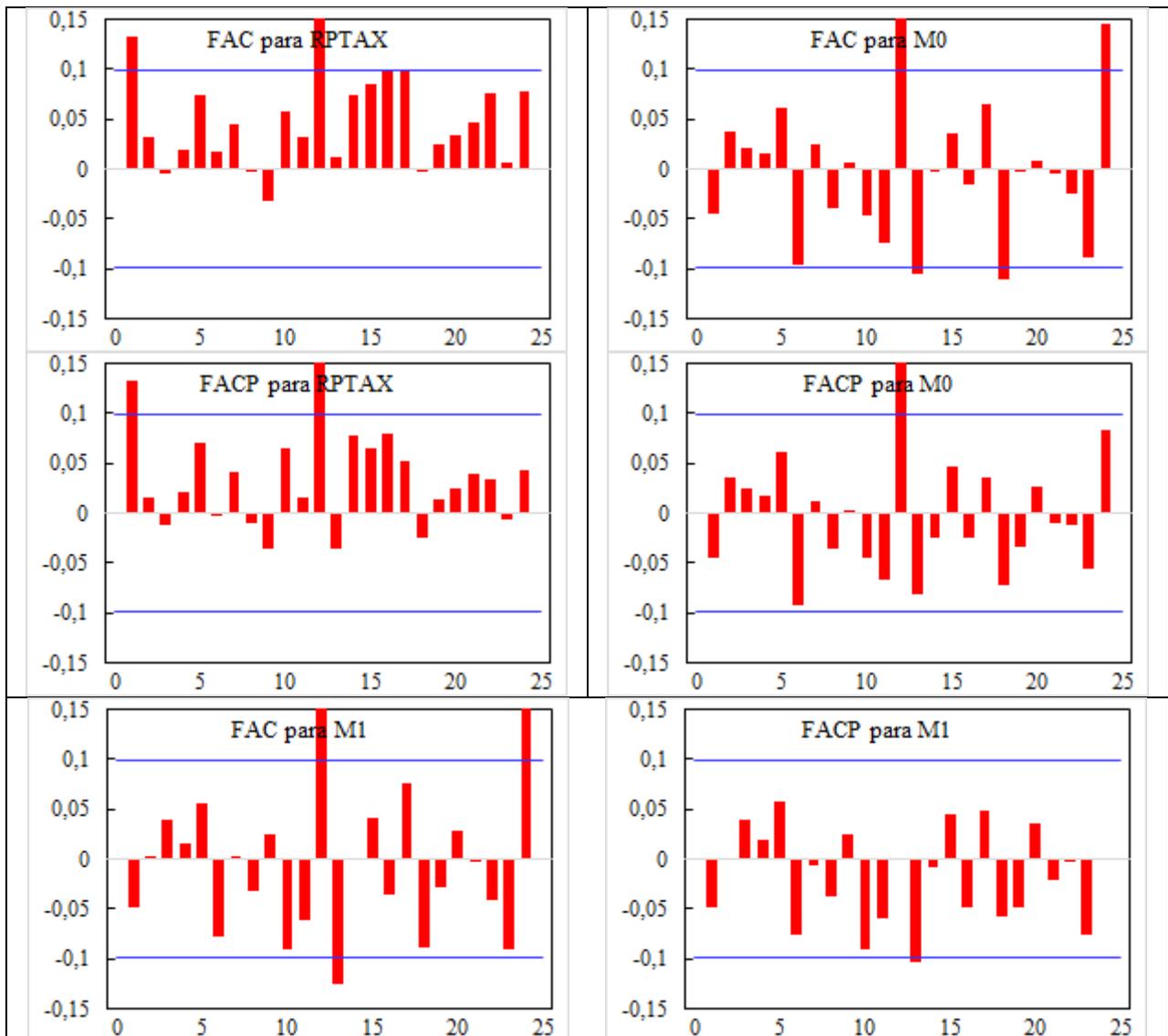
Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 4 – Correlograma com as funções FAC e FACP das variáveis (Continuação)



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 4 – Correlograma com as funções FAC e FACP das variáveis (Continuação)



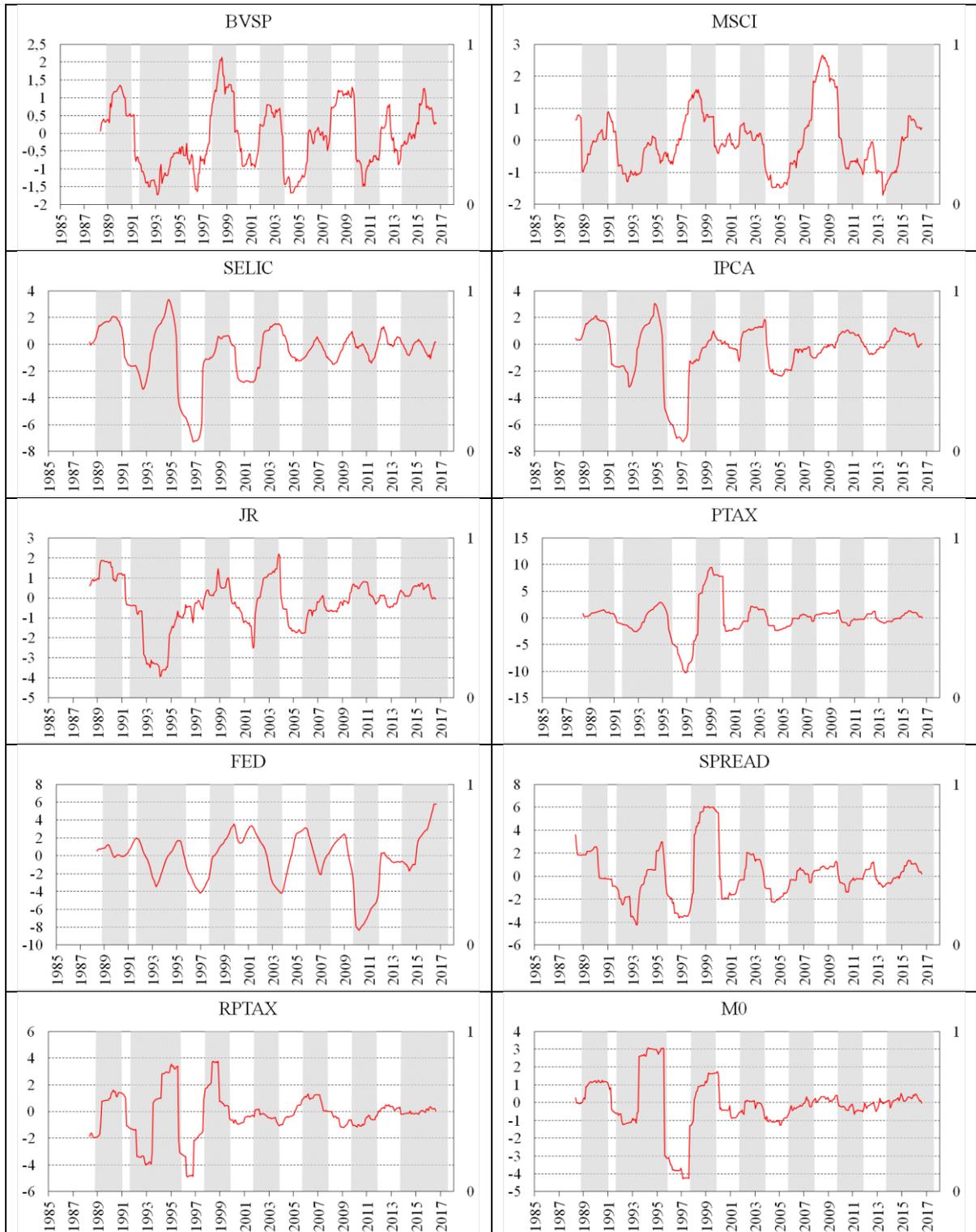
Fonte: Elaborado pelo autor

Quanto à correlação serial das variáveis, a Tabela 6 exibe a correlação serial até 12 defasagens e o teste de Ljung-Box para 24 defasagens, o qual tem hipótese nula de ausência de autocorrelação, e a Figura 4 apresenta os correlogramas para 24 defasagens. Verifica-se que as únicas variáveis que não são autocorrelacionadas são BVSP, MSCI e SPREAD. Segundo Chen, Roll e Ross (1986), a autocorrelação existente em grande parte das variáveis conjunturais pode implicar existência de erros e enviesamento da estimação dos parâmetros, podendo influenciar negativamente na significância estatística das variáveis e dos modelos.

Ao se modelar o retorno de BVSP, a autocorrelação deve ser novamente verificada, e caso esteja presente, a especificação do modelo deverá contemplar um tratamento para esse

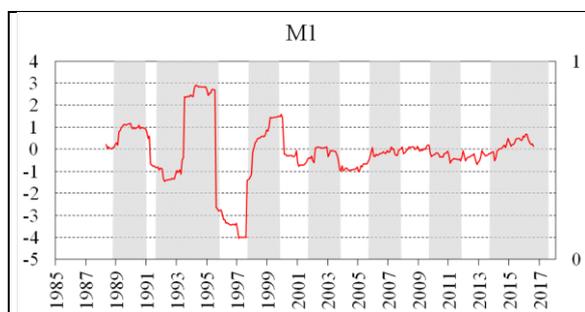
problema. Como será visto posteriormente, os resíduos do modelo para equação da média apresentaram correlação serial, e a especificação adotada foi a ARMAX(1,0).

Figura 5 – Gráficos de Razão de Volatilidade (RV12) das variáveis do estudo com evidência para períodos políticos através da *dummy* POLIT12



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 5 – Gráficos de Razão de Volatilidade (RV12) das variáveis do estudo com evidência para períodos políticos através da *dummy* POLIT12 (Continuação)



Fonte: Elaborado pelo autor

Por fim, a partir do trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008), um vetor de Razão de Volatilidade de 12 meses foi construído para cada uma das variáveis a fim de se analisar o comportamento da variância dos retornos ou taxas de variação em períodos próximos a eventos políticos, em comparação com a variância em períodos anteriores. Partindo da suposição de que eleições e *impeachments* são momentos geradores de Risco Político e baseado na literatura que constata aumento de volatilidade dos mercados acionários, espera-se algum comportamento cíclico e de elevação da Razão de Volatilidade em eventos do tipo.

O gráfico da RV12 de cada variável está mostrado na Figura 5, onde destacam-se ao fundo os eventos políticos no Brasil, conforme Quadro 3, os quais são representados pela *dummy* POLIT12. É notória a característica cíclica de todas as variáveis brasileiras e sua coincidência com os períodos políticos. Ora, se a variância das séries temporais aumenta em comparação com períodos anteriores, a RV12 vai aumentar e nos indicar a maior volatilidade em períodos de eleições e *impeachments*. Esse comportamento é mais marcante ainda para os 4 primeiros períodos destacados (ressalta-se que esses 4 destaques representam 5 eventos, uma vez que o *impeachment* de Fernando Collor e a eleição do primeiro mandato de Fernando Henrique Cardoso se juntam devido à janela de eventos composta pela *dummy* POLIT12).

É notório que, entre as eleições de 2006 e 2010, a variável BVSP foge um pouco ao comportamento cíclico de elevação da RV12 próximo a eventos políticos. Observa-se, também, que esse é um comportamento que coincide com o do MSCI. Atribui-se a isso a crise do *Subprime* que afetou os mercados ao redor do mundo. O MSCI parece apresentar aumento de volatilidade nos períodos próximos às eleições de 1998 e 2002. Provavelmente foi uma reação do mercado mundial às crises Asiática (1997), da Rússia (1998) e das empresas “ponto com” da Nasdaq (2000-2001). Ressalta-se que esse comportamento detectado pelo MSCI é positivo para o presente estudo, uma vez que ele permite um controle das oscilações no mercado

brasileiro que ocorreram devido a eventos internacionais, conforme abordado na seção 3.2, quando da argumentação quanto à pertinência da inclusão dessa variável no trabalho.

4.2 Proxy para Risco Brasil

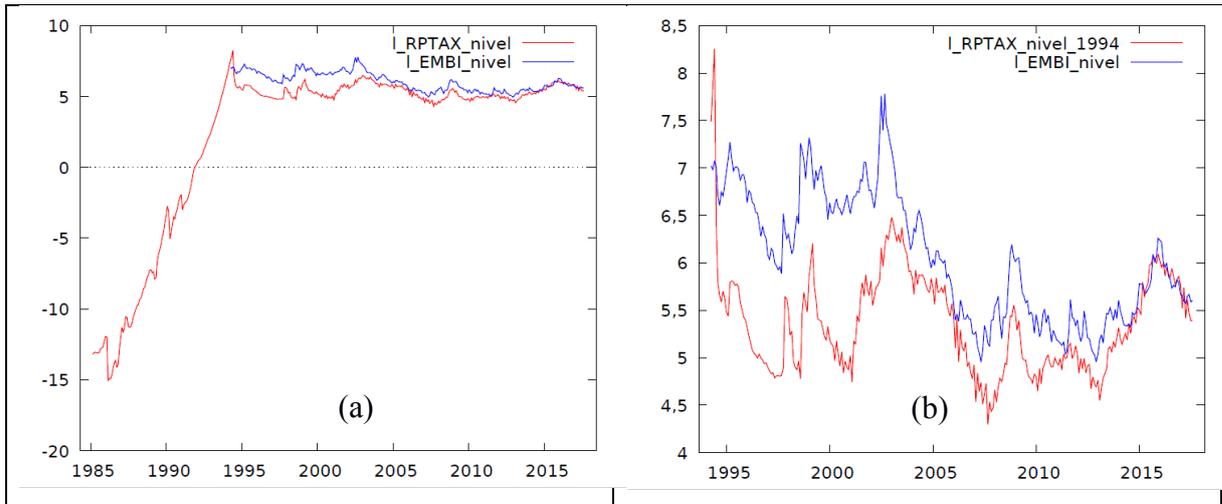
Segundo o Ipeadata (2017), o Risco Brasil EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*), é definido como o *spread* soberano entre a taxa de retorno de países emergentes em relação às taxas de títulos do Tesouro americano. Esse indicador pontua apenas os países sem grau de investimentos nas classificações de agências de *rating*, como a *Moody's* e a *Standard & Poor's*, e pode refletir qualquer dado desfavorável sobre a capacidade de um país honrar seus compromissos, como dificuldades em promover reformas econômicas, crises políticas e, até mesmo, declarações ambíguas de autoridades. Ele é calculado pelo banco JP Morgan e representa um instrumento transparente que pode auxiliar os investidores na gestão do risco de seus investimentos, bem como auxiliar os países na percepção do seu potencial em atrair capital financeiro.

Espera-se que valores elevados do EMBI+ Br acarretem perda de investimento estrangeiro no Brasil. Se boa parte do volume financeiro movimentado na B3 é de origem estrangeira (B3, 2017), o Risco Brasil seria uma variável fundamental para o estudo. Devido a sua importância e por não ter dados disponíveis para todo o período do estudo, propõe-se que o Risco da Taxa de Câmbio represente uma *proxy* para esse indicador, já que seu cálculo envolve o *spread* entre as taxas de juros brasileira e americana ajustado pela cotação do dólar, que são conceitos que fazem parte do cálculo e dos fundamentos do EMBI+ Br.

Para tanto, será feita uma análise da correlação entre o nível dessas duas variáveis, já que o investidor enxerga o Risco Brasil em pontos e não em taxa de variação. As séries logarítmicas do Risco Brasil e Risco da Taxa de Câmbio aparentam percorrer trajetórias semelhantes, conforme mostra o gráfico (a) da Figura 6. Como se pode perceber, os valores anteriores a abril de 1994 são ausentes para o EMBI+ Br. Portanto, o gráfico (b) exibe as duas séries a partir de abril de 1994, permitindo maior clareza na percepção da trajetória das variáveis, devido a um melhor ajuste da escala.

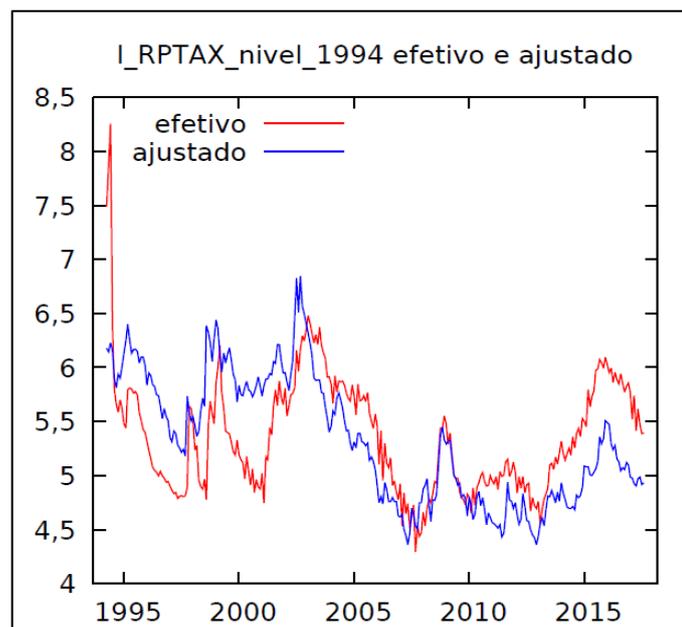
As duas séries tendem a uma maior aproximação a partir de 2003 e na medida em que se aproximam da atualidade. Para confirmar que as duas variáveis têm trajetórias semelhantes, foi calculada a correlação entre elas e se encontrou um coeficiente de correlação de 0,5827, com significância estatística de 1%.

Figura 6 – Gráficos das séries logarítmicas de RPTAX e EMBI



Fonte: Elaborado pelo autor

Ao se regredir l_RPTAX contra l_EMBI em um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários sem constante, obteve-se um coeficiente de determinação de 0,9908, sendo que o coeficiente estimado da variável explicativa l_EMBI , foi de 0,8799 (tanto a regressão quanto o coeficiente de l_EMBI apresentaram significância estatística de 1%). Ou seja, uma mudança no l_EMBI é acompanhada de uma mudança no mesmo sentido em l_RPTAX , com uma magnitude de quase 90%. O gráfico da Figura 7 reforça a qualidade do ajuste da regressão, evidenciando a similaridade entre os valores ajustados e efetivos.

Figura 7 – Gráfico dos valores ajustados e efetivos da série l_RPTAX 

Fonte: Elaborado pelo autor

4.3 Modelagem dos retornos logarítmicos do Ibovespa sem variáveis políticas

O segundo objetivo específico do trabalho propõe investigar a relação estatística entre o Ibovespa e as variáveis conjunturais no período pós-democrático brasileiro. Para tanto, será proposto um modelo inicial que incorpora todas as variáveis propostas no estudo como explicativas do Ibovespa.

O Modelo 1, estimado através da equação (37), é uma regressão múltipla por Mínimos Quadrados Ordinários e está exibido na Tabela 7. Como pode ser visto, as variáveis SELIC, FED e M1 não foram significativas. Ao se realizar o teste de Wald para omissão das mesmas, a hipótese nula de que os parâmetros das variáveis valem zero não foi rejeitada, confirmando que elas podem ser omitidas. Acrescenta-se a isso o fato de M1 ter apresentado alta colinearidade com M0, as quais apresentaram VIFs de 36,443 e 38,589, respectivamente.

O Modelo 2 foi, então, obtido com a eliminação sequencial e individual das variáveis não significativas do Modelo 1. É possível notar uma melhora do R^2 ajustado e dos três critérios de informação, Akaike (AIC), Bayesiano de Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC). Observou-se que as variáveis JR e M0 se tornaram mais significativas para o modelo e que nenhuma outra variável sofreu alteração de sinal em seu coeficiente, indicando que a omissão das variáveis não interferiu no tipo de relação existente das variáveis explicativas com a variável dependente, modificando apenas a intensidade com que essa relação ocorre.

Tabela 7 – Modelagem inicial para a série de retornos logarítmicos do Ibovespa

Modelo	Modelo 1 MQO	Modelo 2 MQO	Modelo 3 ARMAX(1,1)	Modelo 4 ARMAX(1,0)
const	-0,0170** [0,0086]	-0,0177** [0,0083]	-0,0177** [0,0073]	-0,0183*** [0,0070]
AR (phi_1)			-0,5058** [0,2206]	-0,1677*** [0,0509]
MA (theta_1)			0,3502 [0,2383]	
MSCI	1,1253*** [0,1617]	1,1301*** [0,1609]	1,135*** [0,1524]	1,1191*** [0,1526]
d_SELIC	0,2634 [0,4681]			
d_IPCA	-0,5774** [0,2602]	-0,5058** [0,226]	-0,3580 [0,2218]	-0,4022* [0,2213]
JR	0,9959** [0,4707]	1,1601*** [0,3678]	1,1511*** [0,3412]	1,1930*** [0,3367]
PTAX	0,1831** [0,0765]	0,1700** [0,0741]	0,1788*** [0,0659]	0,1782*** [0,0637]
d_FED	-19,4102 [43,3013]			
SPREAD	1,4720*** [0,1818]	1,4634*** [0,1798]	1,5112*** [0,1702]	1,5155*** [0,1696]
RPTAX	-0,1959*** [0,0359]	-0,1835*** [0,0289]	-0,1987*** [0,0284]	-0,1929*** [0,0283]
M0	-0,3641* [0,2131]	-0,1835*** [0,0420]	-0,1839*** [0,0413]	-0,1819*** [0,0415]
M1	0,1888 [0,2009]			
Nº observações	389	389	389	389
Graus de liberdade	378	381	379	380
R ²	0,4240	0,4216		
R ² ajustado	0,4088	0,4110		
Estatística F	27,8249	39,6810		
p-valor (F)	0,0000	0,0000		
log lik	242,3057	241,5129	247,3445	246,8465
AIC	-462,6113	-467,0257	-472,689	-473,693
BIC	-419,0119	-435,3171	-429,0896	-434,0572
HQC	-445,3265	-454,4550	-455,4042	-457,9795

Fonte: elaborado pelo autor

[erro padrão]

Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%

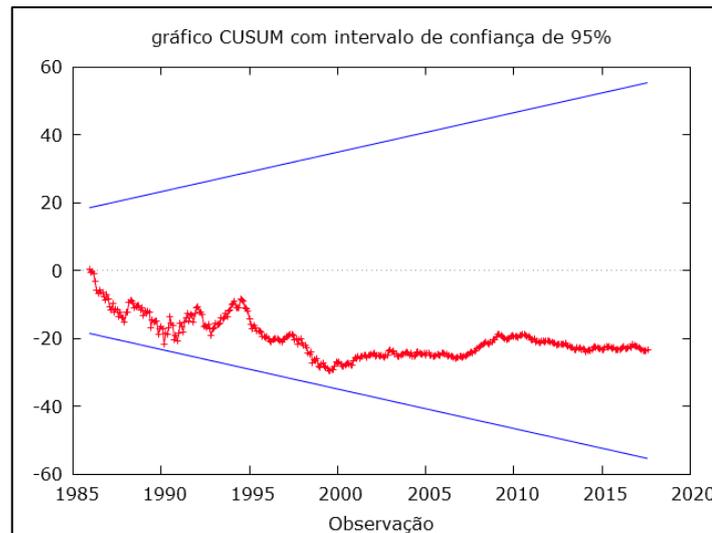
Os testes indicados na seção 3.4 foram realizados sequencialmente, conforme fluxograma da Figura 1, e os resultados mostrados na Tabela 8. Constatou-se que o Modelo 2 não apresentou problema de especificação quanto à ordem de seus fatores. O teste de Wald rejeitou a omissão das variáveis IPCA e PTAX a um nível de significância de 5%, e as variáveis não apresentaram multicolinearidade. A Figura 8 exibe o teste CUSUM para os resíduos recursivo e mostra que não houve quebra estrutural a um nível de confiança de 95%, devido à estabilidade dos parâmetros. Porém, os testes de autocorrelação de Breusch-Godfrey e Ljung-Box apontaram correlação na 1ª e na 7ª defasagem dos resíduos.

Tabela 8 – Testes aplicados ao Modelo 1 e ao Modelo 2

TESTE	Detalhes	Modelo 1	Modelo 2
RESET DE RAMSEY (Especificação do modelo linear) H ₀ : modelo linear restrito está bem especificado	Quadrados e cubos [F] (p-valor)	Não rejeita H ₀ [1,3244] (0,2670)	Não rejeita H ₀ [1,9137] (0,1490)
	Apenas quadrados [F] (p-valor)	Não rejeita H ₀ [1,5065] (0,2200)	Não rejeita H ₀ [1,2426] (0,2660)
	Apenas cubos [F] (p-valor)	Não rejeita H ₀ [0,0094] (0,9230)	Não rejeita H ₀ [0,1630] (0,4820)
WALD (Omissão de variáveis) H ₀ : Parâmetro = 0 (a variável testada pode ser omitida)	[F] (p-valor)	Não rejeita H ₀ para d_SELIC [0,3166] (0,5740)	Rejeita H ₀ ** para d_IPCA [5,0105] (0,0258)
		Não rejeita H ₀ para d_FED [0,2009] (0,6542)	Rejeita H ₀ ** para PTAX [5,2633] (0,0223)
		Não rejeita H ₀ para M1 [0,8830] (0,3480)	
VIF (Multicolinearidade)	VIF > 10 indica problema de colinearidade	M0 (38,589) M1 (36,443)	Variáveis não apresentam colinearidade
CHOW (Quebra estrutural)	H ₀ : Estabilidade dos parâmetros	Não realizado devido à estabilidade dos parâmetros no teste CUSUM	Não realizado devido à estabilidade dos parâmetros no teste CUSUM
Correlação Serial dos resíduos H ₀ : Ausência de autocorrelação (12 defasagens)	BREUSCH-GODFREY [LMF] (p-valor)	Rejeita H ₀ ** [2,0724] (0,0180)	Rejeita H ₀ ** [2,2060] (0,0111)
	LJUNG-BOX [Q'] (p-valor)	Rejeita H ₀ *** [31,4068] (0,00171)	Rejeita H ₀ *** [34,4066] (0,0006)
Normalidade dos resíduos H ₀ : Distrib. Normal	SHAPIRO-WILK [W] (p-valor)	Rejeita H ₀ *** [0,9034] (0,0000)	Rejeita H ₀ *** [0,9033] (0,0000)
	JARQUE-BERA [JB] (p-valor)	Rejeita H ₀ *** [602,1980] (0,0000)	Rejeita H ₀ *** [586,646] (0,0000)
Heterocedasticidade dos resíduos H ₀ : Homocedasticidade	WITE [LM] (p-valor)	Rejeita H ₀ *** [282,0996] (0,0000)	Rejeita H ₀ *** [242,7662] (0,0000)
	BREUSCH-PAGAN [LM] (p-valor)	Rejeita H ₀ *** [500,1385] (0,0000)	Rejeita H ₀ *** [380,9986] (0,0000)

Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 8 – Teste CUSUM para os resíduos do Modelo 2



Fonte: Elaborado pelo autor

Devido à presença de autocorrelação, buscou-se fazer uma modelagem ARMAX(1,1) com a mesma especificação do Modelo 2: o Modelo 3, que também é exibido na Tabela 7. Percebe-se que o termo de média móvel não é significativo e que a variável d_IPCA perdeu sua significância estatística. A eliminação individual e sequencial desses dois fatores resultou na melhor especificação, representada pelo Modelo 4: um ARMAX(1,0). Conforme se vê na Tabela 7, o Modelo 4 apresentou melhora em todos os critérios de informação em comparação com o Modelo 3. Os testes de correlação serial, de normalidade e de efeito ARCH aplicados aos dois modelos estão mostrados na Tabela 9.

Tabela 9 – Testes aplicados ao Modelo 3 e ao Modelo 4

TESTE	Detalhes	Modelo 3	Modelo 4
Correlação Serial dos resíduos	BREUSCH-GODFREY [LMF] (p-valor)	Não rejeita H0 [1,1632] (0,3080)	Não rejeita H0 [1,2110] (0,2730)
H ₀ : Ausência de autocorrelação (12 defasagens)	LJUNG-BOX [Q'] (p-valor)	Não rejeita H0 [14,2595] (0,2840)	Não rejeita H0 [16,2032] (0,1820)
Normalidade dos resíduos	SHAPIRO-WILK [W] (p-valor)	Rejeita H0*** [0,9023] (0,0000)	Rejeita H0*** [0,9022] (0,0000)
H ₀ : Distrib. Normal	JARQUE-BERA [JB] (p-valor)	Rejeita H0*** [678,435] (0,0000)	Rejeita H0*** [648,305] (0,0000)
Teste para efeito ARCH de ordem 12	ARCH [LM] (p-valor)	Rejeita H0*** [115,877] (0,0000)	Rejeita H0*** [115,07] (0,0000)
H ₀ : ausência do efeito ARCH			

Fonte: Elaborado pelo autor

Observa-se que a autocorrelação foi corrigida, porém os problemas de normalidade e heterocedasticidade persistiram. Ressalta-se que o modelo resultante da omissão dos dois fatores não significativos do Modelo 3 apresentou autocorrelação a 10%, por isso optou-se pela não omissão de d_IPCA no Modelo 4.

A etapa seguinte será descrita na próxima seção, a qual visa incorporar variáveis de controle para eventos geradores de Risco Político. Os tratamentos para normalidade e heterocedasticidade ocorrerão logo depois, com um modelo que já incorpore as variáveis políticas.

Até o presente momento, foi possível constatar que o modelo para a equação da média dos retornos do Ibovespa é do tipo autorregressivo de ordem 1. Verifica-se que os valores dos retornos logarítmicos Ibovespa são negativamente influenciados pelos seus valores defasados de 1 mês, pelas variações contemporâneas da taxa de inflação, pela variação do Risco da Taxa de Câmbio e pela variação da quantidade de papel moeda emitido pelo governo. Além disso, os retornos logarítmicos do Ibovespa são positivamente influenciados pelos retornos do índice mundial MSCI, pela taxa de juros real, pela taxa de câmbio e pelo *spread* entre as taxas de juros brasileira e americana (prêmio de risco).

Por fim, nota-se que 3 dentre as 4 variáveis que exercem influência positiva no BVSP têm impacto superiores em comparação com as variáveis que exercem influência negativa. Isso passa uma impressão de que o BVSP é melhor ajustado em um modelo que considera as variáveis diretamente relacionadas com ele.

4.4 Modelagem dos retornos logarítmicos do Ibovespa incorporando variáveis políticas

O terceiro objetivo específico deste trabalho é investigar se os períodos políticos são fatores que intensificam o tipo de relação existente entre o Ibovespa e as variáveis conjunturais da economia que o descrevem. Para atingir tal objetivo, essa seção busca incorporar variáveis políticas de controle para eventos geradores de Risco Político.

Então, partindo do Modelo 4 da seção anterior, as *dummies* POLIT, PRESID e PART foram incorporadas individual e sequencialmente em busca da melhor especificação, da máxima verossimilhança e dos melhores critérios de informação. Ao todo, 12 *dummies* POLIT foram testadas, e diversas delas se apresentaram significativas a 10%, 5% e 1%. Contudo, a *dummy* POLIT5 foi a que apresentou melhor resultado.

O Modelo 5, resultante desse processo, é mostrado na Tabela 10, onde é possível observar que houve uma melhora da qualidade do ajuste, pois a verossimilhança aumentou e os

três critérios de informação reduziram, ficando ainda mais negativos. Para que se facilite a comparação, o Modelo 4 apresentou log lik de 246,8465; AIC de -473,693; BIC de -434,0572 e HQC de -457,9795, contra respectivos 250,7558; -479,5116; -435,9122 e -462,2269 do Modelo 5.

Tabela 10 – Modelagem ARMAX(1,0) incorporando variável POLIT5

Variáveis explicativas	Modelo 5 ARMAX(1,0)
const	-0,0102 [0,0075]
AR (phi_1)	-0,1832*** [0,0508]
MA (theta_1)	
MSCI	1,0984*** [0,1506]
d_SELIC	
d_IPCA	-0,4205* [0,2189]
JR	1,1747*** [0,3313]
PTAX	0,2064*** [0,0631]
d_FED	
SPREAD	1,5500*** [0,1675]
RPTAX	-0,1922*** [0,028]
M0	-0,1726*** [0,0412]
M1	
POLIT5	-0,0358*** [0,0127]
Nº observações	389
Graus de liberdade	379
log lik	250,7558
AIC	-479,5116
BIC	-435,9122
HQC	-462,2269

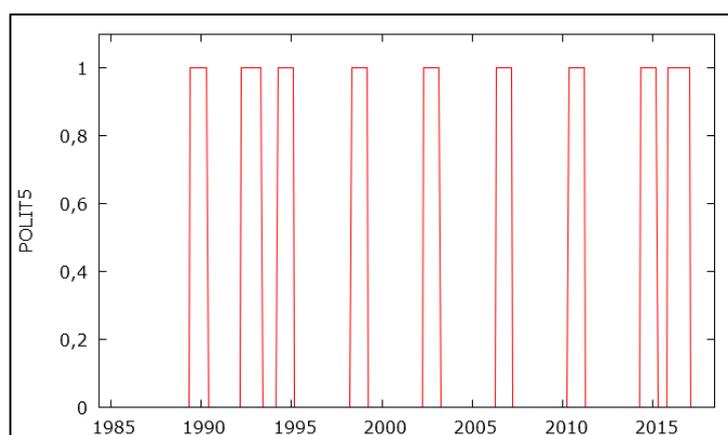
Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 11 – Testes aplicados ao Modelo 5

TESTE	Detalhes	Modelo 5
Correlação Serial dos resíduos	BREUSCH-GODFREY [LMF] (p-valor)	Não rejeita H0 [1,1365] (0,3290)
H ₀ : Ausência de autocorrelação (12 defasagens)	LJUNG-BOX [Q'] (p-valor)	Não rejeita H0 [14,9084] (0,2460)
Normalidade dos resíduos	SHAPIRO-WILK [W] (p-valor)	Rejeita H0*** [0,9136] (0,0000)
H ₀ : Distrib. Normal	JARQUE-BERA [JB] (p-valor)	Rejeita H0*** [586,916] (0,0000)
Teste para efeito ARCH de ordem 12	ARCH [LM] (p-valor)	Rejeita H0*** [116,550] (0,0000)
H ₀ : ausência do efeito ARCH		

Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 9 – Gráfico da variável *dummy* POLIT5



Fonte: Elaborado pelo autor

A Tabela 11 exhibe os resultados dos testes de correlação serial, normalidade e de efeito ARCH. Constatou-se que a inclusão da *dummy* POLIT5 melhorou os resultados dos testes de hipóteses para autocorrelação, reduzindo os valores calculados para as estatísticas de teste de

Breusch-Godfrey e Ljung-Box. Apesar disso, observa-se que os problemas de normalidade e heterocedasticidade persistem, já que as hipóteses nulas de Distribuição Normal de Gauss e ausência de efeito ARCH foram rejeitadas a um nível de significância de 1%.

A *dummy* POLIT5 assume valor 1 para os 5 meses anteriores e os 5 meses posteriores aos eventos que ela controla, quais sejam as eleições presidenciais de 1989, 1994, 1998, 2002, 2006, 2010 e 2014 e os processos de *impeachment* de 1992 e 2016, de forma que o(s) mês(es) do(s) evento(s) controlado(s) assumam a posição central. A variável está representada no gráfico da Figura 9.

A fim de dar maiores informações sobre a qualidade do ajuste proporcionado pelos modelos que usaram as outras *dummies* POLIT, os coeficientes, os resultados de log da verossimilhança e os critérios de informação estão organizados na Tabela 12. Percebe-se que o modelo com POLIT6 apresentou valores muito próximos ao modelo com POLIT5, porém a comparação dos indicadores de ajuste sugere leve superioridade do modelo com POLIT5.

Tabela 12 – Informações de ajuste dos modelos ARMAX(1,0) incorporando as *dummies* POLIT

Dummy incorporada no modelo	Coefficiente [erro padrão]	Log Lik do modelo	AIC	BIC	HQC
POLIT1	-0,0121 [0,0205]	247,0192	-472,0384	-428,4390	-454,7536
POLIT2	-0,0117 [0,0172]	247,0777	-472,1554	-428,5560	-454,8706
POLIT3	-0,0278* [0,0150]	248,5547	-475,1093	-431,5100	-457,8246
POLIT4	-0,0290** [0,0136]	249,0688	-476,1375	-432,5381	-458,8528
POLIT5	-0,0358*** [0,0127]	250,7558	-479,5116	-435,9122	-462,2269
POLIT6	-0,0338*** [0,0120]	250,7087	-479,4174	-435,8180	-462,1326
POLIT7	-0,0249** [0,0117]	249,0500	-476,1001	-432,5007	-458,8153
POLIT8	-0,0261** [0,0116]	249,3429	-476,6857	-433,0864	-459,4010
POLIT9	-0,0237** [0,0115]	248,9323	-475,8647	-432,2653	-458,5799
POLIT10	-0,0260** [0,0114]	249,3986	-476,7971	-433,1978	-459,5124
POLIT11	-0,0213* [0,0115]	248,5452	-475,0903	-431,4909	-457,8056
POLIT12	-0,0222* [0,0115]	248,6735	-475,3469	-431,7476	-458,0622

Fonte: Elaborado pelo autor

As *dummies* de controle para alternância de presidente (PRESID) e alternância de partido no poder (PART) foram testadas, mas não apresentaram significância estatística em nenhum modelo. A *dummy* METHOD, apesar de não estar relacionada a eventos políticos, também foi testada no Modelo 5, a fim de tentar controlar uma eventual influência que a alteração da metodologia de cálculo do Ibovespa possa exercer sobre seus retornos e, em um momento posterior, sobre sua volatilidade. Porém, ela também não apresentou significância estatística. Conclui-se, portanto, que a metodologia de cálculo do Ibovespa não é fator influente na relação dos seus retornos com as variáveis conjunturais e políticas consideradas nesse estudo.

Para finalizar a seção, uma breve interpretação dos resultados que a incorporação da *dummy* POLIT5 causou no modelo deve ser feita. Em primeiro lugar, observou-se que a constante perdeu significância estatística. Nota-se, também, que nenhuma variável sofreu alteração no sinal do seu coeficiente, de forma que o sentido das relações manteve-se inalterado.

Além disso, o termo autorregressivo defasado do BVSP, o IPCA a PTAX, o SPREAD e a M0 tiveram seus coeficientes suavemente amplificados em valores absolutos. As demais variáveis tiveram seus coeficientes reduzidos em valores absolutos, mas sem grande expressividade. Persiste a característica de que 3 dentre as 4 variáveis que exercem influência positiva no BVSP têm impacto muito superiores em comparação com as outras variáveis de influência negativa.

Por fim, o mais importante é notar que a *dummy* POLIT5 surge no modelo com o coeficiente negativo, apesar de pequeno. Por se tratar da equação da média, isso quer dizer que, em períodos de instabilidade política como eleições presidenciais e processos de *impeachment*, os retornos do Ibovespa caem 3,58%. Esse resultado dá base para se confirmar a hipótese básica (H₁) da pesquisa com relação à equação da média, em que o Risco Político gera instabilidades e afeta negativamente o mercado acionário.

4.5 Modelagem da volatilidade dos retornos do Ibovespa

A primeira parte do quarto objetivo específico apresentado propõe a modelagem da volatilidade dos resíduos do modelo da equação da média e a posterior verificação se as *dummies* de controle para eventos políticos têm significância estatística na equação da variância. Para tanto, os resíduos do Modelo 5 (r5) foram modelados segundo um GARCH(1,1), utilizando as mesmas especificações da equação da média, incorporando-se as *dummies* PRESID, PART e METHOD, dando origem ao Modelo 6, conforme mostrado na Tabela 13. As

variáveis não significativas foram descartadas, gerando o Modelo 7, também mostrado na Tabela 13. Ele representa a equação para variância dos retornos do Ibovespa em dólares.

Tabela 13 – Modelagens GARCH(1,1)

Modelo	Modelo 6 GARCH(1,1)	Modelo 7 GARCH(1,1)
Variável dependente	r5	r5
Const	0,006 [0,0061]	0,0022 [0,005]
MSCI	-0,1800** [0,0818]	-0,2064*** [0,0778]
d_SELIC		
d_IPCA	0,1049 [0,3573]	
JR	-0,4889 [0,5701]	
PTAX	-0,1949** [0,0984]	-0,1073* [0,0624]
d_FED		
SPREAD	-0,1613 [0,1316]	
RPTAX	0,1156*** [0,0209]	0,1105*** [0,0201]
M0	0,1184*** [0,0394]	0,1002*** [0,0333]
M1		
POLIT5	0,0314*** [0,0070]	0,0337*** [0,0067]
PRESID	-0,0208*** [0,0073]	-0,0173*** [0,006]
PART	0,0086 [0,009]	
METHOD	0,005 [0,0083]	
alpha (0)	0,0000 [0,0000]	0,0000 [0,0000]
alpha (1)	0,0998*** [0,0307]	0,0926*** [0,0281]
beta (1)	0,8976*** [0,0256]	0,9038*** [0,0237]
Nº observações	389	389
Log lik	405,2727	403,6218
AIC	-778,5454	-785,2435
BIC	-715,1282	-741,6442
HQC	-753,4040	-767,9588

Fonte: Elaborado pelo autor

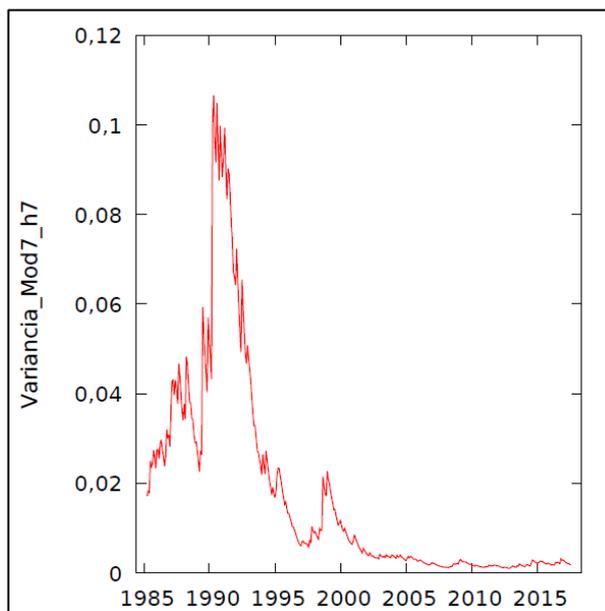
É possível observar que a retirada das variáveis não significativas no Modelo 6, apesar de reduzir o log da verossimilhança no Modelo 7, proporciona melhora nos três critérios de informações. Nota-se, também, que as variáveis significativas no modelo para equação da variância exercem influência em sentido contrário ao exercido por elas mesmas na equação da média: MSCI e PTAX que tinham coeficiente positivos no modelo para a média, agora

apresentaram sinais negativos; já a constante, RPTAX, M0 e POLIT5 que exerciam efeito negativo na média, estão exercendo efeito positivo na variância.

Esse modelo para a equação da variância incorpora, ainda, a variável PRESID com significância estatística de 1%, além de apresentar significância a 1% para a dependência autorregressiva dos resíduos e para dependência da variância condicional dos resíduos. Conforme previsto pela teoria, os coeficientes para os termos autorregressivo do resíduo e da variância condicional do resíduo são positivos, confirmando o fato de que períodos de alta volatilidade são precedidos por períodos de alta volatilidade.

O Modelo 7 – GARCH(1,1) – gerou os valores ajustados da variância que estão representados no gráfico da Figura 10.

Figura 10 – Gráfico da variância prevista do erro fornecida pelo Modelo 7 (h_7)



Fonte: Elaborado pelo autor

A previsão da variância do erro dá base para a padronização dos resíduos do Modelo 5, conforme equação (67), a fim de se fazer um tratamento da heterocedasticidade. Os resíduos do Modelo 5 (r_5) padronizados pela variância do Modelo 7 (h_7) serão chamados de r_{5_pad7} .

$$r_{5_pad7} = \frac{r_5}{\sqrt{h_7}} \quad (67)$$

Os resíduos padronizados foram testados quanto à presença de autocorrelação, normalidade e presença de efeito ARCH, e os resultados estão apresentados na Tabela 14.

Nota-se que o problema de heterocedasticidade dos resíduos do Modelo 5 foi tratado, já que não se rejeitou a hipótese nula de ausência do efeito ARCH. Porém, os testes para correlação serial apontam correlação na 1ª e na 6ª defasagem com níveis de significância de 10% para o teste Breush-Godfrey e de 5% para o teste Ljung-Box. Quanto à normalidade, os resíduos padronizados *r5_pad7* apresentam normalidade a 5%, mas pode-se considerar que há um suposto problema de normalidade, o qual foi tratado e melhorado.

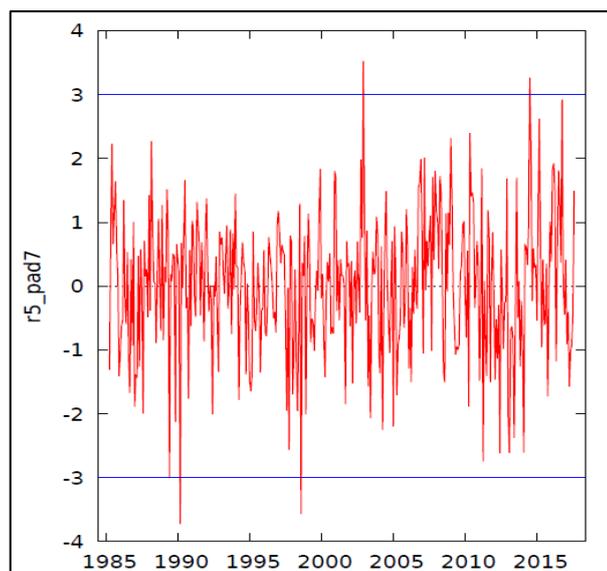
Tabela 14 – Testes aplicados aos resíduos padronizados do Modelo 5

TESTE	Detalhes	r5_pad7
Correlação Serial dos resíduos	BREUSCH-GODFREY [LMF] (p-valor)	Rejeita H0* [1,6479] (0,0766)
H ₀ : Ausência de autocorrelação (12 defasagens)	LJUNG-BOX [Q] (p-valor)	Rejeita H0** [23,7208] (0,0222)
Normalidade dos resíduos	SHAPIRO-WILK [W] (p-valor)	Não rejeita H0 [0,9944] (0,1702)
H ₀ : Distrib. Normal	JARQUE-BERA [JB] (p-valor)	Rejeita H0* [5,8581] (0.0534)
Teste para efeito ARCH de ordem 12	ARCH [LM] (p-valor)	Não rejeita H0 [5,4448] (0,9414)
H ₀ : ausência do efeito ARCH		

Fonte: Elaborado pelo autor

Ao se analisar o gráfico de série temporal dos resíduos *r5_pad7* na Figura 11, foi possível perceber a presença de cinco valores extremos nas seguintes datas: junho de 1989, março de 1990, agosto de 1998, dezembro de 2002 e julho de 2014. Pressupondo que esses pontos sejam os causadores dos problemas de autocorrelação e normalidade, 5 *dummies* de controle (DC) foram criadas e acrescentadas ao Modelo 5 – ARMAX(1,0) – e posteriormente ao Modelo 7 – GARCH(1,1) – a fim de ajustá-los. Essas *dummies* assumem valor 1 exatamente nos meses em que as observações extremas acontecem.

Figura 11 – Gráfico de série temporal dos resíduos padronizados do Modelo 5



Fonte: Elaborado pelo autor

Esses ajustes com a incorporação das *dummies* geraram, então, os modelos finais da dissertação, Modelo 8 e Modelo 9, que estão mostrados na Tabela 15. Observa-se que a equação para a média, relativa ao Modelo 8, teve algumas alterações em relação ao Modelo 5. A começar pela superioridade quanto à qualidade do ajuste: o log da verossimilhança aumentou e todos os três critérios de informação melhoraram, ficando mais negativos em comparação com o Modelo 5. Percebe-se, também, que a variável JR foi omitida do modelo, já que perdeu a sua significância estatística, e que o termo autorregressivo e a *dummy* POLIT5 tiveram suas significâncias estatísticas reduzidas de 1% para 5%. O IPCA, porém, teve sua significância aumentada de 10% para 5%, e não foi constatada nenhuma alteração no sentido da relação existente entre o BVSP e suas variáveis explicativas, o que quer dizer que as variáveis que já influenciavam em sentido positivo continuam exercendo o mesmo tipo de influência positiva e vice-versa.

Tabela 15 – Modelos finais ajustados: ARMAX(1,0) e GARCH(1,1)

Modelo	Modelo 8 ARMAX(1,0)	Modelo 9 GARCH(1,1)
Variável dependente	BVSP	r8
const	-0,0056 [0,0068]	0,0018 [0,0048]
AR (phi_1)	-0,1306** [0,0523]	
MA (theta_1)		
MSCI	0,9218*** [0,1402]	
d_SELIC		
d_IPCA	-0,3974** [0,1900]	
JR		
PTAX	0,2985*** [0,0602]	-0,1012* [0,0545]
d_FED		
SPREAD	1,6194*** [0,1486]	
RPTAX	-0,1833*** [0,0252]	0,0958*** [0,0192]
M0	-0,1213*** [0,0375]	0,0531* [0,0315]
M1		
POLIT5	-0,0243** [0,0120]	0,0176*** [0,0065]
PRESID		-0,0210*** [0,0071]
PART		0,0130* [0,0078]
METOD		
	DC1989_06 -0,5451*** [0,1172]	DC2002_12 0,1071* [0,0587]
OUTRAS VARIÁVEIS	DC1990_03 -1,058*** [0,1209]	DC2014_07 0,1066** [0,0496]
	DC1998_08 -0,3546*** [0,1170]	
alpha (0)		0,0000 [0,0000]
alpha (1)		0,0684*** [0,0208]
beta (1)		0,9235*** [0,0188]
Nº observações	389	389
log lik	291,1173	431,3255
AIC	-556,2346	-836,6510
BIC	-504,708	-785,1245
HQC	-535,8071	-816,2236

Fonte: Elaborado pelo autor

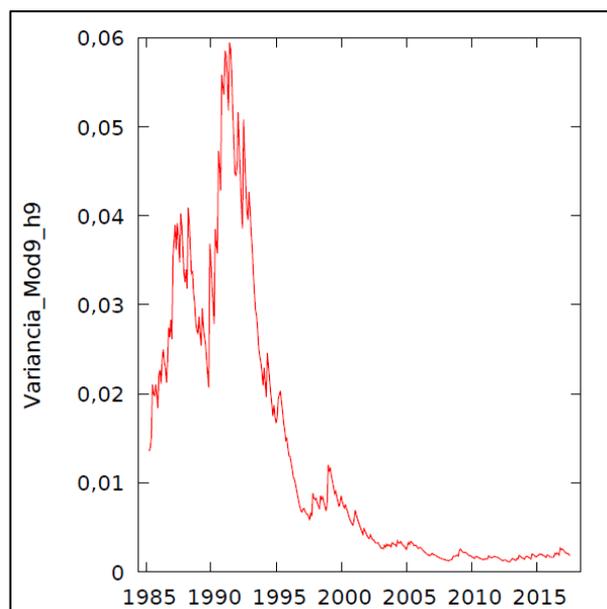
Cabe pontuar que mudou a característica de maior intensidade da influência exercida pelas variáveis positivamente correlacionadas com o BVSP, já que JR, que exercia uma influência da ordem de grandeza de 117%, foi eliminada do modelo e MSCI teve a influência reduzida em 10 pontos percentuais. Observa-se, também, que três das cinco *dummies* de controle adicionadas foram significativas e com influência fortemente negativa, indicando que nas respectivas datas houve uma queda no nível de retorno do BVSP. Por fim, a *dummy* POLIT5 passou a exercer uma influência menos negativa sobre BVSP, porém ainda confirmando a suposição de que o Risco Político gera instabilidades e afeta negativamente o mercado acionário.

Quanto ao Modelo 9, também houve melhora na qualidade do ajuste para a equação da variância, em comparação com o Modelo 7: o log da verossimilhança aumentou e os critérios de informação ficaram mais negativos. É possível observar que o MSCI foi omitido, já que perdeu a significância estatística, e a *dummy* de controle para alternância de partido no governo foi incorporada com um nível de significância de 10% e coeficiente positivo. Além disso, nota-se que os efeitos exercidos sobre a volatilidade são em sentido contrário com relação aos efeitos exercidos sobre a média, assim como acontecera no Modelo 7.

As três *dummies* de controle (DC) que foram significativas na equação da média não o foram na equação da variância e as outras duas foram incorporadas na modelagem da variância com coeficiente positivo, de forma que os eventos que elas controlam representam um aumento da volatilidade dos retornos do BVSP. Por fim, a dependência autorregressiva dos resíduos e a dependência da variância condicional dos resíduos foram, ambas, significativas a 1%.

Essa modelagem GARCH(1,1) gerou os valores ajustados da variância representados no gráfico da Figura 12.

Figura 12 – Gráfico da variância prevista do erro fornecida pelo Modelo 9 ($h9$)



Fonte: Elaborado pelo autor

A variância prevista do erro fornecida pelo Modelo 9 permite a padronização dos resíduos do Modelo 8, conforme equação (68). Os resíduos do Modelo 8 ($r8$) padronizados pela variância do Modelo 9 ($h9$) serão chamados de $r8_pad9$.

$$r8_pad9 = \frac{r8}{\sqrt{h9}} \quad (68)$$

Conforme os procedimentos estabelecidos, os resíduos do Modelo 8 e os resíduos padronizados $r8_pad9$ foram testados quanto à correlação serial, normalidade e efeito ARCH, conforme mostrado na Tabela 16, onde se percebe que os resíduos padronizados, enfim, apresentaram resultados satisfatórios: não apresentam heterocedasticidade nem autocorrelação, bem como apresentaram distribuição normal.

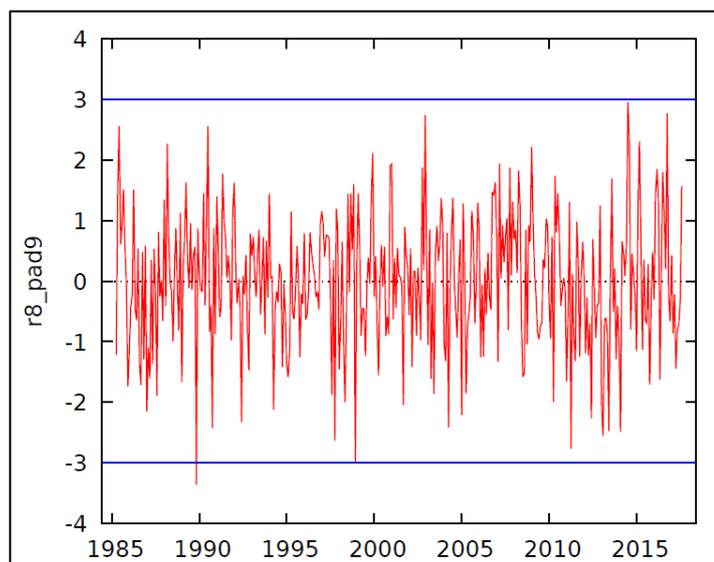
Tabela 16 – Testes do Modelo 8 e dos seus resíduos padronizados (r8_pad9)

TESTE	Detalhes	Modelo 8	R8_pad9
Correlação Serial dos resíduos	BREUSCH-GODFREY [LMF] (p-valor)	Não rejeita H0 [1,2522] (0,2450)	Não rejeita H0 [1,1613] (0,3090)
H ₀ : Ausência de autocorrelação (12 defasagens)	LJUNG-BOX [Q'] (p-valor)	Não rejeita H0 [15,1604] (0,2330)	Não rejeita H0 [16,0795] (0,1880)
Normalidade dos resíduos	SHAPIRO-WILK [W] (p-valor)	Rejeita H0*** [0,9327] (0,0000)	Não rejeita H0 [0,9970] (0,7056)
	JARQUE-BERA [JB] (p-valor)	Rejeita H0*** [234,6150] (0,0000)	Não rejeita H0 [1,5149] (0,4689)
Teste para efeito ARCH de ordem 12	ARCH [LM] (p-valor)	Rejeita H0*** [92,1967] (0,0000)	Não rejeita H0 [10,9831] (0,5304)

Fonte: Elaborado pelo autor

A análise do gráfico de série temporal de r8_pad9 está representada na Figura 13. Observa-se que um novo *outlier* surgiu no mês de novembro de 1989. Os cinco meses controlados pelas *dummies* de controle (DC) passaram a ser mais amenos e não interferiram nas características do modelo final da dissertação. Também é possível perceber que os resíduos padronizados são homocedásticos, já que a variância é constante ao longo do tempo.

Figura 13 – Gráfico de série temporal dos resíduos padronizados do Modelo 8

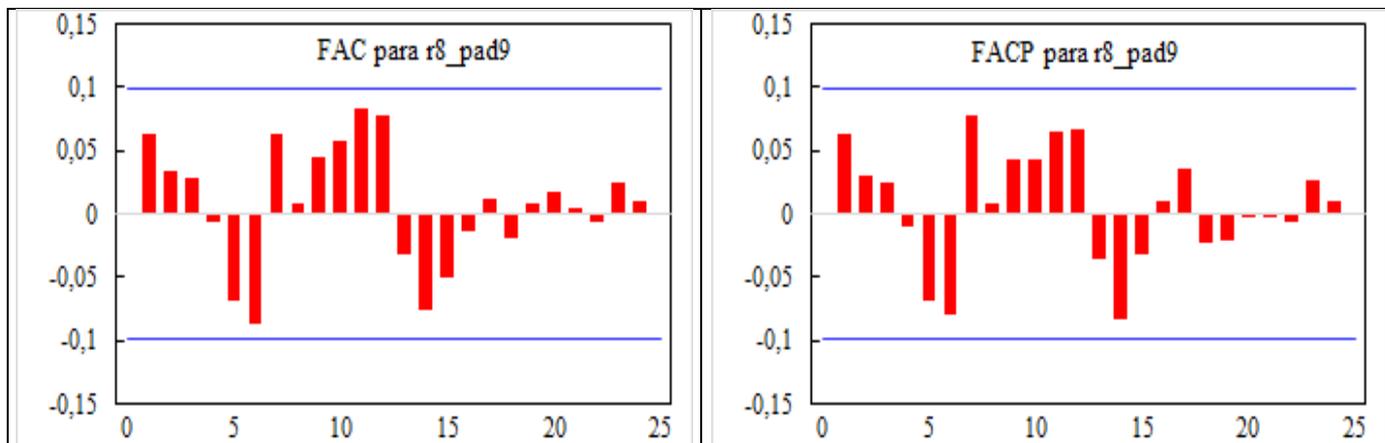


Fonte: Elaborado pelo autor

A ausência de correlação serial pode ser observada nos correlogramas da Figura 14, que exibem as funções FAC e FACP para 24 defasagens. A função FAC acusa autocorrelação ao

nível de significância de 10% na 6ª defasagem, o que não representa problema para o modelo final especificado.

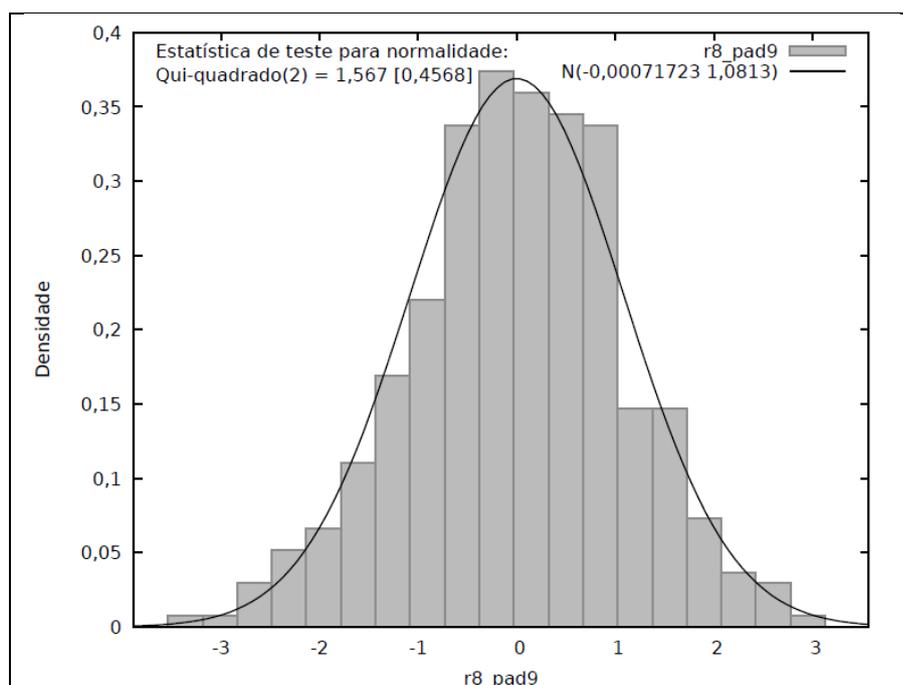
Figura 14 – Correlograma dos resíduos padronizados do Modelo 8



Fonte: Elaborado pelo autor

Por fim, a verificação gráfica da normalidade é feita na Figura 15, que apresenta a distribuição de frequência comparada com a curva da distribuição de probabilidade Normal. Observa-se que a curva Normal que melhor se ajusta à distribuição de frequência dos resíduos padronizados $r8_pad9$ tem média $-0,0007$ e desvio padrão de $1,0813$.

Figura 15 – Gráfico de distribuição de frequência dos resíduos padronizados do Modelo 8



Fonte: Elaborado pelo autor

A Tabela 17 mostra as estatísticas descritivas dos resíduos padronizados $r5_pad7$ e $r8_pad9$. Nela, é notória que $r8_pad9$ se aproximam muito mais da distribuição normal, em comparação com $r5_pad7$.

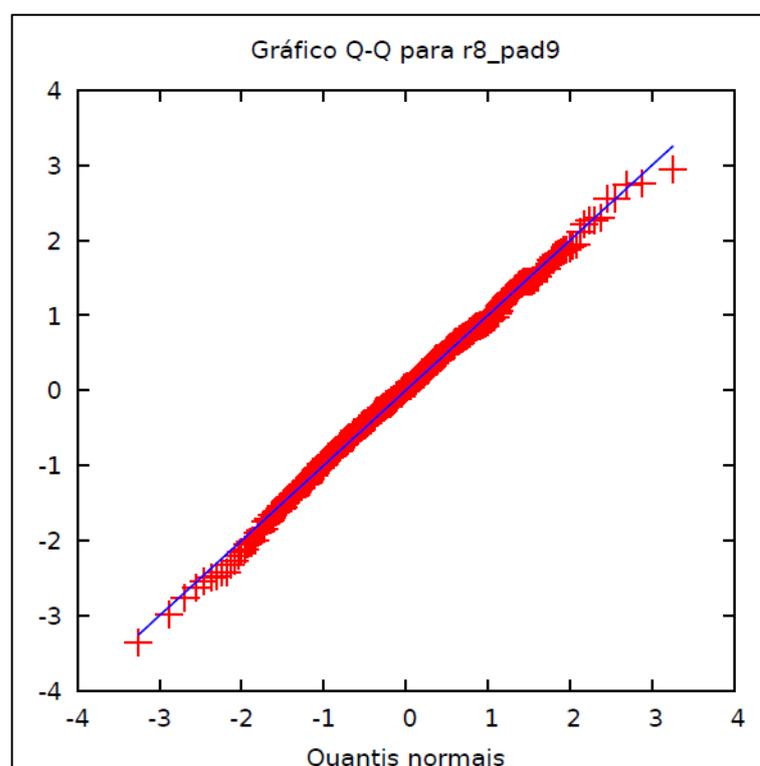
Tabela 17 – Estatísticas descritivas dos resíduos padronizados do Modelo 5 ($r5_pad7$) e dos resíduos padronizados do Modelo 8 ($r8_pad9$)

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose
$r5_pad7$	0,0083	0,0705	-3,7265	3,5239	1,1009	-0,1968	0,4544
$r8_pad9$	-0,0007	0,0438	-3,3601	2,9495	1,0813	-0,1501	0,0580

Fonte: Elaborado pelo autor

O gráfico Quantil-Quantil da Figura 16 complementa a verificação de distribuição normal dos resíduos padronizados do modelo final do trabalho ($r8_pad9$). Percebe-se que os quantis empíricos se aproximam dos quantis da distribuição normal padrão, sem grandes desvios nos quantis extremos com relação a caudas pesadas (excesso de curtose).

Figura 16 – Gráfico Quantil-Quantil dos resíduos padronizados do Modelo 8



Fonte: Elaborado pelo autor

Após todas as etapas de modelagem das equações da média e da variância do retorno logarítmico do Ibovespa em dólares e após todos os testes realizados, chega-se ao modelo final, a partir do qual se pode fazer uma análise mais profunda do tipo de relação existente entre o

retorno do Ibovespa e as variáveis conjunturais e de como se comporta a volatilidade desse modelo quando submetido ao Risco Político. Como já vem sendo tratado ao longo do trabalho, o Risco Político é uma representação mais geral da incerteza que os processos eleitorais majoritários e processos de *impeachmens* geram no mercado acionário e na economia, como um todo.

Tem-se que a modelagem final é, então, um ARMAX-GARCH de ordens (1,0) e (1,1), respectivamente. Ou seja, a equação para a média do Ibovespa contém um termo autorregressivo de ordem 1 com relação a valores passados do próprio Ibovespa e foi construída a partir da sua relação com variáveis conjunturais econômicas. A equação para a variância dos resíduos contém um termo de dependência autorregressiva de ordem 1 com relação a valores passados dos resíduos e um termo de dependência da variância condicional passada dos resíduos, também de ordem 1. As equações para a média e para a variância do modelo estão detalhadas nas equações (69) e (70), onde todas as variáveis significativas estão inclusas, bem como seus coeficientes, e o sinal indica o sentido da relação existente.

ARMAX(1,0):

$$\begin{aligned} BVSP_t = \phi_0^- + \phi_1^- BVSP_{t-1} + \beta_{MSCI}^+ MSCI + \beta_{IPCA}^- IPCA + \beta_{PTAX}^+ PTAX \\ + \beta_{SPREAD}^+ SPREAD + \beta_{RPTAX}^- RPTAX + \beta_{M0}^- M0 + \beta_{POLIT5}^- POLIT5 \\ + \beta_{DC89}^- DC89 + \beta_{DC90}^- DC90 + \beta_{DC98}^- DC98 + r8_t \end{aligned} \quad (69)$$

GARCH(1,1):

$$\begin{aligned} h9 = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1^+ r8_{t-1}^2 + \beta_1^+ \sigma_{t-1}^2 + \beta_{PTAX}^- PTAX + \beta_{RPTAX}^+ RPTAX + \beta_{M0}^+ M0 \\ + \beta_{POLIT5}^+ POLIT5 + \beta_{PRESID}^- PRESID + \beta_{PART}^+ PART + \beta_{DC02}^+ DC02 \\ + \beta_{DC14}^+ DC14 \end{aligned} \quad (70)$$

A Tabela 15 exibe cada um dos coeficientes representados acima, o que permite entender o sentido e a força das relações existentes das variáveis conjunturais sobre o Ibovespa. Simplificadamente, as variáveis que exercem influência positiva sobre os retornos do Ibovespa são MSCI, PTAX e SPREAD. As que exercem influência negativa são retorno do mês anterior do Ibovespa, IPCA, RPTAX, M0, POLIT5, DC1989_06, DC_1990_03 e DC1998_08.

Uma investigação foi feita para entender qual tipo de evento que as *dummies* de controle (DC) poderiam estar incorporando no modelo. A primeira delas, DC1989_06, com valor 1 no mês de junho de 1989, se refere ao caso Naji Nahas, um grande investidor libanês, naturalizado

brasileiro. Ele realizava operações alavancadas, de altíssimo risco na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, e foi acusado de manipulação do mercado. O crescimento de sua inadimplência gerou reflexos na Bolsa de Valores de São Paulo e provocou grande queda das cotações.

A *dummy* DC1990_03, controlando o mês de março de 1990, se refere a um evento político e, portanto, de interesse para este trabalho. No dia 16 de março de 1990, dia seguinte à sua posse, o presidente Fernando Collor anunciava o Plano Collor que incluía medidas econômicas radicais, dentre as quais, o congelamento das cadernetas de poupança, o que gerou pânico na população e refletiu diretamente na bolsa de São Paulo, que sofreu quedas de 21% em 20/03/1990 e de 22% em 21/03/1990.

Já a última *dummy*, DC1998_08, se refere à influência que a Bovespa estava sofrendo em decorrência da crise na Rússia. Esse evento revela uma falha em se usar o índice mundial MSCI como controle para eventos internacionais. Por fim, controlando os eventos políticos brasileiros, a *dummy* POLIT5 apresentou coeficiente de -0,0243, indicando que períodos de eleições são geradores de instabilidade política, afetando negativamente os retornos do Ibovespa. Similar à análise feita para o Modelo 5, a existência do Risco Político faz com que os retornos do Ibovespa caiam 2,43%.

É interessante notar que as três variáveis positivamente relacionadas com o Ibovespa têm relação com o mercado internacional ou com o dólar, ao passo que cinco dentre sete variáveis negativamente relacionadas com o Ibovespa são variáveis domésticas. Isso confirma o fato de boa parte do volume financeiro movimentado na B3 vir de investidores estrangeiros, podendo refletir um grau de abertura e, talvez, vulnerabilidade com relação ao mercado externo.

Quanto à equação para a volatilidade, foi possível perceber uma inversão no sentido da influência que as variáveis exercem sobre o Ibovespa. Quer dizer que todas as variáveis que influenciam o Ibovespa, tanto na média quanto na variância, o fazem em sentido contrário, de forma que se provocam efeito negativo na média, o efeito sobre a variância é positivo e vice-versa.

Observou-se que variações positivas na taxa de câmbio, ou seja, desvalorização da moeda nacional, refletem em redução da volatilidade do Ibovespa. No sentido contrário, a valorização da moeda nacional gera aumento de volatilidade. Exercendo efeito positivo estão o Risco da Taxa de Câmbio (*proxy* para o Risco Brasil) e a emissão de papel moeda. A relação direta do Risco Brasil com a volatilidade do Ibovespa faz sentido, uma vez que um maior Risco decorre de instabilidades econômicas.

Com relação à *dummy* POLIT5, nota-se que períodos políticos provocam um aumento de 1,76% na volatilidade do Ibovespa, refletindo a instabilidade e o Risco Político decorrente

de eleições presidenciais e processos de *impeachment*. A alternância de partido na presidência exerce efeito similar e de mesma ordem de grandeza, ou seja, quando o presidente empossado é de uma legenda diferente da do ex-presidente, a volatilidade aumenta em 1,30%.

A alternância de presidente apresenta um resultado conflitante com a alternância de partido, pois ela promove redução de 2,10% na volatilidade. O conflito está no fato de que o presidente pode trocar, mas o partido pode ser o mesmo, como foi o caso da transferência de posse de Luís Inácio Lula da Silva para Dilma Roussef. Porém, a interpretação que se deve fazer é que, nesses casos, o efeito líquido é de redução de 0,83% na volatilidade do Ibovespa, calculado conforme equação (71), abaixo.

Efeito líquido quando há alternância de presidente e de partido na presidência da República:

$$EL = (1 + \beta_{PRESID}^-)(1 + \beta_{PART}^+) - 1 = (1 - 0,0210)(1 + 0,0130) - 1 = -0,0083 \quad (71)$$

Sobre a influência exercida pelas *dummies* de controle (DC), não foram encontrados eventos específicos que justifiquem, pontualmente, os retornos extremos positivos nos meses de dezembro de 2002 e julho de 2014. Isso é compreensível, pois a volatilidade é decorrência de um cenário, não de uma observação específica. Portanto, por terem sido significativas na equação da volatilidade dos retornos do Ibovespa, essas *dummies* controlam um contexto mais amplo que envolve, possivelmente, alta da taxa Selic e efeito Lula – conforme abordagens de Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009) e Leismann, Lagioia e Carmona (2010) – em 2002 e início da crise político-econômica brasileira em 2014, junto com a operação Lava-Jato. O fato importante é que, caso sejam esses os cenários que efetivamente influenciaram nas observações extremas controladas pelas *dummies*, eles exercem forte efeito de elevação da volatilidade do Ibovespa e são representativos de eventos geradores de Risco Político.

Ressalta-se que o modelo para a equação da variância condicional tem coeficiente positivo para a dependência autorregressiva dos resíduos e para dependência da variância condicional dos resíduos, sendo que este segundo tem ordem de grandeza bem maior. Isso confirma a formulação teórica do modelo GARCH, pois indica que períodos de alta volatilidade são precedidos por períodos de alta volatilidade.

Por ter cunho descritivo, e não exploratório, o objetivo desta pesquisa não é investigar ou entender as causas das relações existente, mas apenas descrevê-las. Porém, para maior riqueza de compreensão, uma análise inicial aplicada para a modelagem da média será proposta a seguir.

Constatou-se uma relação negativa entre os valores defasados do retorno do Ibovespa e os valores contemporâneos (coeficiente: -0,1306). Isso significa que o retorno de um mês tende a ser diminuído em 13% com relação à magnitude do retorno do mês anterior. Esse comportamento pode representar indícios de que o mercado brasileiro tem eficiência fraca ou, até mesmo, uma tendência de reversão à média, assim como constatado por Wang, Zhang e Zhang (2015) em um estudo sobre sete mercados asiáticos. Costa Jr. e Lemos (1997, p. 309) descrevem a tendência de reversão à média da seguinte forma: “[...] os investidores tendem a superestimar informações recentes e a subestimar dados anteriores, fazendo com que movimentos extremos nos preços das ações sejam seguidos por movimentos na direção oposta [...]”.

O índice mundial MSCI apresentou relação positiva forte com o Ibovespa (coeficiente: 0,9218), confirmando a correlação existente entre mercados internacionais, que foi descrita, por exemplo, por Solnik, Boucrelle e Le Fur (1996) e por Longin e Solnik (2001). Dessa forma, o otimismo ou pessimismo do mercado mundial pode afetar positiva ou negativamente, respectivamente, o mercado brasileiro. Ressalta-se que há uma defasagem entre os mercados globais e o brasileiro em função do fuso horário, grandes bolsas de valores ao redor do mundo abrem e fecham suas negociações antes do mercado brasileiro, tendo grande visibilidade para os investidores domésticos.

A variação da taxa de inflação apresentou influência negativa (coeficiente: -0,3974) no Ibovespa, confirmando os achados de Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005). Esse é um comportamento esperado em função do que fora descrito por Fama (1991). Em uma perspectiva econômica, a alta da inflação desestimula o consumo, afetando direta e negativamente a capacidade de as empresas gerarem fluxos de caixa e arcarem com suas obrigações. O resultado é a queda dos retornos do Ibovespa, que representa o comportamento médio das empresas mais líquidas do mercado acionário brasileiro.

Uma relação indireta pode resultar dessa constatação acima, uma vez que a dinâmica de controle inflacionário brasileiro usa a taxa de juros como sua principal ferramenta de controle. Segundo o BCB (2017, p. 7), a taxa Selic é “[...] instrumento primário de política monetária do Copom [...]”. Além disso, a circular do BCB nº 2.900 de 24 de junho de 1999 fala em seu artigo segundo o seguinte: “Fixar, como instrumentos de política monetária, meta para a Taxa SELIC e seu eventual viés, visando o cumprimento da Meta para a Inflação, estabelecida pelo Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999”.

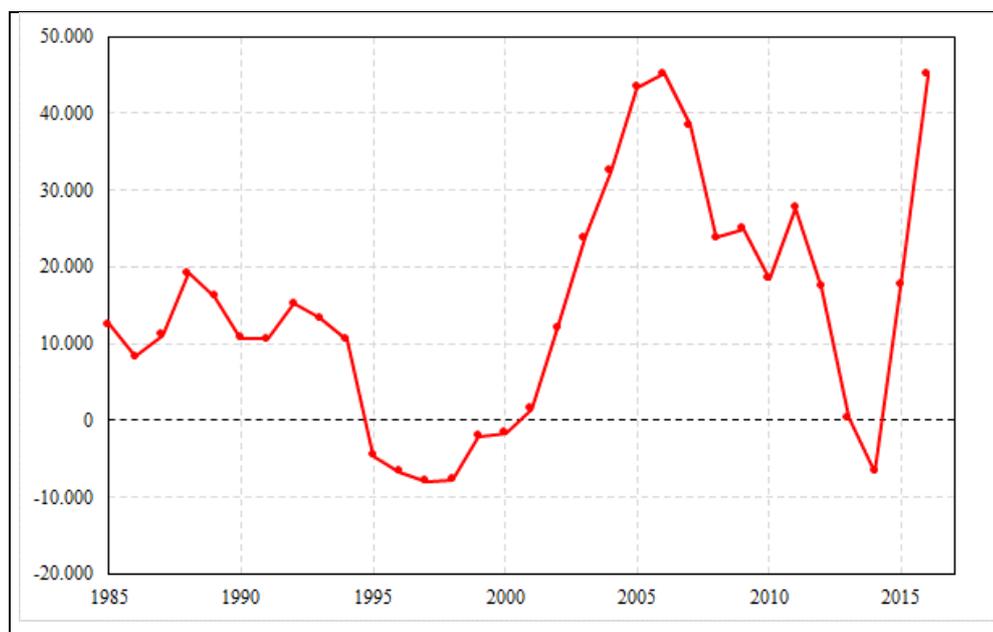
A alta da inflação gera uma tendência de se aumentar as taxas de juros. Conforme sugerido por Grôppo (2006), se a renda fixa é um substituto à renda variável e vice-versa, isso

pode tornar os investimentos em renda fixa mais atrativos, gerando perdas de retorno na renda variável.

A relação positiva com a taxa de câmbio (coeficiente: 0,2985) corrobora com os achados de Carvalho e Vieira (2014), mas refuta um conhecimento que é bastante consolidado na literatura. Citam-se alguns estudos que constataram relação negativa entre a taxa de câmbio e os retornos das ações: Dornbush e Fisher (1980), Aggarwal (1981), Grôppo (2006), Ribeiro, Leite e Justo (2016).

Essa relação positiva entre PTAX e BVSP, porém, faz sentido se analisarmos o cenário histórico brasileiro. A valorização do dólar prejudica as empresas importadoras, mas alavanca a receita das empresas exportadoras e, por consequência, exerce influência positiva no mercado como um todo. Uma vez que o saldo da balança comercial brasileira foi predominantemente positivo no período estudado (vide gráfico da Figura 17), é compreensível que os retornos do Ibovespa sejam potencializados pela variação positiva da taxa de câmbio.

Figura 17 – Saldo da Balança Comercial brasileira (milhões de US\$).



Fonte: Bacen (Dstat - Departamento de Estatísticas)

A influência positiva que o SPREAD exerce sobre os retornos do Ibovespa contradiz com a expectativa de resultado no estudo, pois se esperava que o governo, em se oferecendo melhor remuneração ao capital estrangeiro, atrairia investimentos em títulos públicos. Contraditória também foi a influência negativa exercida pela M0, pois se esperava que o

aumento na emissão de papel moeda refletisse em maior circulação de dinheiro e consumo, gerando maior potencial de retornos positivos para as empresas.

Por fim, a influência negativa exercida por RPTAX é intuitiva. Isso pois, em se tratando de uma *proxy* para o Risco Brasil, um maior risco representa perda de credibilidade dos investimentos no país, o que pode afetar a capacidade das empresas se financiarem e gerarem fluxos de caixa futuros, afetando negativamente seus retornos.

4.6 Análise da volatilidade anormal

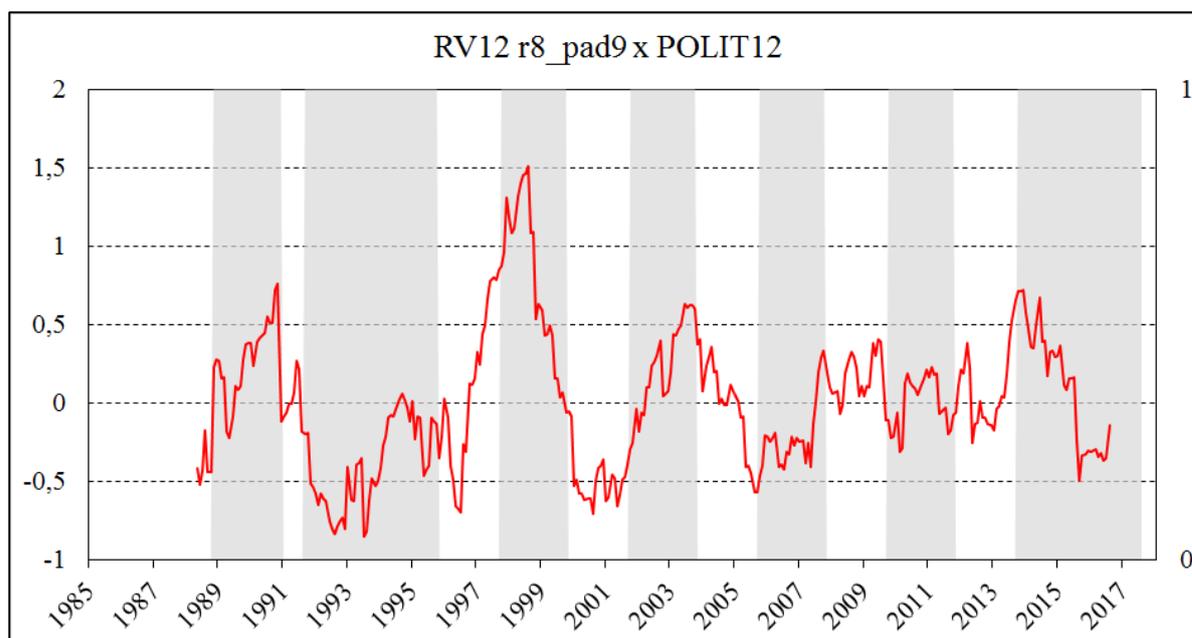
A parte final do quarto objetivo específico deste trabalho propõe investigar se existe um comportamento anormal da volatilidade em períodos políticos. Ou seja, pretende-se investigar se há uma elevação na volatilidade dos retornos, confirmando o efeito causado pela *dummy* POLIT5, no modelo, que é aquela que controla todos os processos eleitorais e de *impeachment* dentro do período estudado.

Essa análise foi baseada no trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) e, conforme proposto na metodologia, foi construído um vetor de Razão de Volatilidade dinâmica com alcance de +/- 12 meses, como indicado na equação (72), calculado sobre a série de resíduos padronizados $r8_pad9$.

$$\ln(RV12_t) = \ln \left[\frac{\text{var}(r8_pad9_{t-12}, r8_pad9_{t+12})}{\text{var}(r8_pad9_{t-37}, r8_pad9_{t-13})} \right] \quad (72)$$

O gráfico da Figura 18 exibe o logaritmo natural de RV12 calculado sobre $r8_pad9$. Nele, os períodos políticos delimitados pela *dummy* POLIT12 estão destacados para facilitar a visualização dos valores de RV12 dentro desses períodos.

Figura 18 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV12) dos resíduos padronizados do Modelo 8



Fonte: Elaborado pelo autor

É possível perceber um comportamento sazonal da RV12, de forma que há uma tendência de crescimento nos meses ao entorno de eleições presidenciais e de processos de *impeachment*, indicando um aumento da volatilidade dos retornos do Ibovespa. Porém, para que se possa afirmar sobre esse comportamento, foi feito o teste-F de comparação de variância e, em sequência, o teste-t de comparação de média.

A Tabela 18 mostra os valores de variância, média e número de observações em períodos normais e em períodos políticos. Ela mostra, também, os valores calculados para as estatísticas de teste e os respectivos p-valores para os dois testes de hipóteses propostos.

Tabela 18 – Testes de hipóteses para variância e para média de RV12

Parâmetro	Período normal	Período Político	Teste F para variâncias [F] (p-valor)	Teste t para média [t] (p-valor)
Variância	0,1336	0,2291	[0,6324] (0,0010)	
Média	-0,0520	0,0566		[-2,5107] (0,0189)
Nº Observações	129	211		

Fonte: Elaborado pelo autor

Inicialmente, verifica-se que as variâncias são diferentes para, em seguida, proceder o teste-t para média de amostras com variâncias diferentes. Observa-se que a média da RV12 para

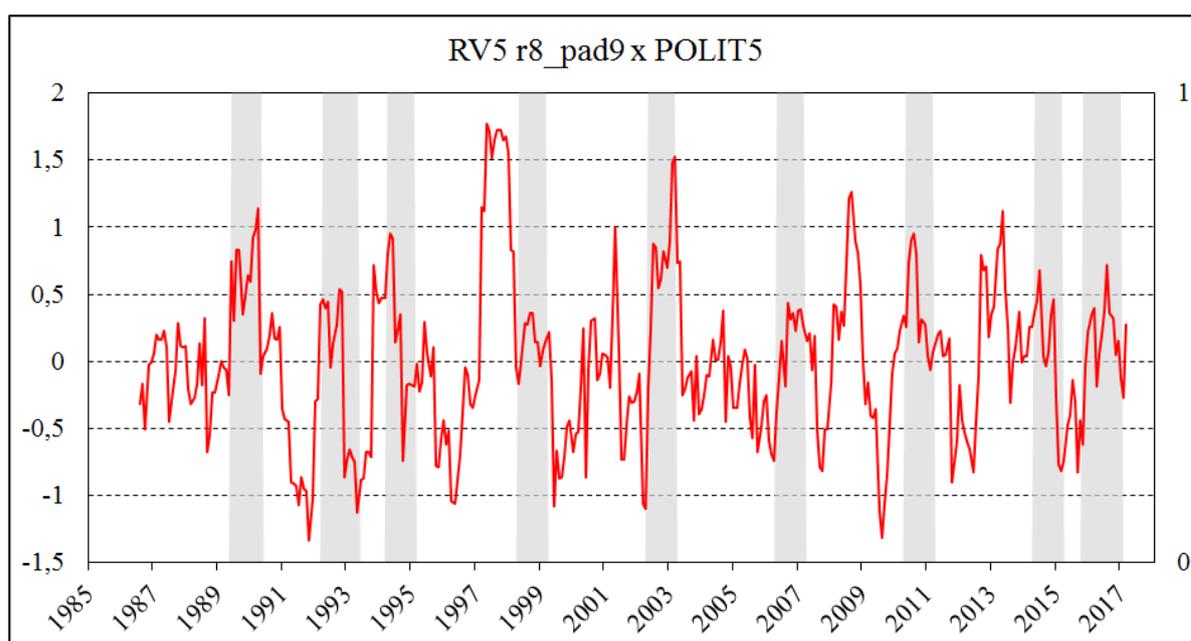
períodos políticos é de 0,0566, para períodos normais é de -0,0520 e que essas duas médias são estatisticamente diferentes a um nível de significância de 5%, o que, mais uma vez, confirma a hipótese básica (H₄) de que períodos políticos causam maior volatilidade no mercado acionário em função da incerteza que representa e do Risco Político associado.

Nota-se que, ao se tomar uma janela de eventos de 25 meses, o número de observações em períodos políticos é 60% maior do que o número de observações em períodos normais. Então, por complementação, esse procedimento foi repetido para as janelas de eventos delimitadas por todas as *dummies* POLIT que tiveram significância estatística de pelo menos 10%, conforme Tabela 12. Os resultados para todas essas janelas estão no Apêndice A.

A seguir, é feita uma análise para a janela de eventos delimitada pela *dummy* POLIT5, já que ela foi utilizada na modelagem final do trabalho. A equação (73) exhibe o cálculo para a essa janela de eventos, o gráfico da Figura 19 exhibe o logaritmo natural de RV5 calculado sobre *r8_pad9* e a Tabela 19 mostra o resultado dos testes de hipóteses para média e variância.

$$\ln(RV5_t) = \ln \left[\frac{\text{var}(r8_pad9_{t-5}, r8_pad9_{t+5})}{\text{var}(r8_pad9_{t-16}, r8_pad9_{t-6})} \right] \quad (73)$$

Figura 19 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV5) dos resíduos padronizados do Modelo 8



Fonte: Elaborado pelo autor

O gráfico para RV5 apresenta maior oscilação nos valores de RV5, o que é esperado, já que os cálculos para variância são feitos para janelas de eventos menores e, portanto, refletem as alterações de forma mais rápida. Apesar disso, é possível ter mais clareza de detalhes sobre o comportamento da volatilidade de *r8_pad9* ao longo do período total.

Nota-se que os períodos políticos delimitados sempre correspondem a um pico de RV5, representando a influência das eleições e dos processos de *impeachment* sobre a volatilidade do Ibovespa. A informação adicional que ele permite visualizar é que em alguns períodos fora dos períodos políticos também há elevações da RV5 que chamam atenção, principalmente no pico formado antes do período das eleições de 1998.

Esses picos formados fora dos períodos delimitados pela *dummy* POLIT5 refletem outros eventos que também influenciaram a volatilidade da bolsa de valores brasileira: o aumento de volatilidade de antes do período das eleições de 1998 se refere aos reflexos da crise da Rússia; o pico de volatilidade formado no ano 2001 se refere à crise das empresas “ponto com” da Nasdaq e o pico de 2008 se refere à crise do *Subprime*.

É importante observar que, apesar desses picos formados fora dos períodos políticos delimitados pela *dummy* POLIT5, a média da RV5 dentro desses períodos é estatisticamente diferente da média fora, a um nível de significância de 1%, conforme Tabela 19.

Tabela 19 – Testes de hipóteses para variância e para média de RV5

Parâmetro	Período normal	Período Político	Teste F para variâncias [F] (p-valor)	Teste t para média [t] (p-valor)
Variância	0,3567	0,2448	[1,4489] (0,0266)	
Média	-0,0901	0,2475		[-5,5892] (0,0000)
Nº Observações	261	107		

Fonte: Elaborado pelo autor

Observa-se que, além de estatisticamente diferente, a média da RV5 é substancialmente maior nos períodos políticos, indicando que, mesmo quando analisada em períodos menores, a volatilidade do modelo proposto por este trabalho é mais elevada em função da incerteza gerada com o Risco Político. Além disso, e para finalizar, percebe-se que, agora, o número de observações dentro dos períodos políticos é 60% menor do que o número de observações fora.

Para suprimir qualquer dúvida que reste quanto ao número de observações dentro e fora de períodos políticos, a Tabela 20, a Figura 20 e a Figura 21 no Apêndice A exibem, respectivamente, os gráficos do logaritmo da Razão de Volatilidade com conforme janelas de

eventos delimitadas pelas demais *dummies* POLIT (3 até 12), os resultados de média e variância da RV dentro e fora de cada um desses períodos delimitados por POLIT e os gráficos evolutivos dos valores de média e volatilidade de RV, à medida que cresce a janela de eventos (amplitude da *dummies* POLIT).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação estudou a relação existente entre o Ibovespa e variáveis conjunturais econômicas no período pós-democrático brasileiro. O objetivo foi investigar se eleições presidenciais e processos de *impeachment* são eventos geradores de Risco Político capazes de modificar a forma como essa relação ocorre e se exercem influência sobre os retornos do Ibovespa e sua volatilidade.

As evidências corroboram com as duas hipóteses básicas apresentadas, pois apontaram para o fato de que eleições e processos de *impeachment* são eventos políticos que geram incertezas, aqui atribuídas ao Risco Político, que exercem efeitos de redução dos retornos do Ibovespa e elevação na volatilidade dos retornos. A alternância de partido na presidência também provoca uma elevação da volatilidade, mas a alternância de presidente gera redução da volatilidade, ambas sem interferência nos retornos do Ibovespa.

As variáveis consideradas no estudo foram: retorno logarítmico do Ibovespa em dólares, retorno logarítmico do índice mundial MSCI, taxas de juros nominal brasileira e americana, taxa de juros real brasileira, *spread* entre as taxas de juros nominal brasileira e americana (prêmio de risco), taxa de inflação brasileira, variação logarítmica da taxa de câmbio, variação logarítmica da quantidade de papel moeda emitido pelo Banco Central, variação logarítmica da quantidade de papel moeda em poder do público, variação logarítmica do risco da taxa de câmbio – como *proxy* para o Risco Brasil – e *dummies* de controle para eventos políticos como processos eleitorais, processos de *impeachment*, alternância de presidente e alternância de partido, além de uma *dummy* de controle para a alteração na metodologia de cálculo do Ibovespa.

Verificou-se que o logaritmo do risco da taxa de câmbio, em nível, pode ser muito bem descrito pelo logaritmo do Risco Brasil, em nível, no período de 1994 a 2017. Dado que os investidores enxergam o Risco Brasil em nível, não em variação, optou-se por usar o risco da taxa de câmbio como *proxy* para o Risco Brasil e, então, as análises apresentadas na conclusão farão referência ao Risco Brasil, sempre que necessário, já que é um termo de mais ampla compreensão.

A partir dessas variáveis, a modelagem utilizada foi uma ARMAX-GARCH de ordens (1,0) e (1,1), respectivamente, de forma que o processo ARMAX(1,0) modelou a equação da média e o GARCH(1,1) modelou a equação da variância condicional. A base para a modelagem do Ibovespa através de variáveis econômicas foi o trabalho de Chen, Roll e Ross (1986), e a

base para a investigação da volatilidade frente a períodos de eleições e eventos políticos, em geral, foi o trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008).

No modelo final para a equação da média, as variáveis significativas foram: retorno logarítmico do índice mundial MSCI, taxa de inflação, variação logarítmica da taxa de câmbio, *spread* entre as taxas de juros nominal brasileira e americana (prêmio de risco), variação logarítmica do risco da taxa de câmbio (*proxy* do Risco Brasil), variação logarítmica da quantidade de papel moeda emitido pelo Banco Central e *dummy* política de controle para eleições e *impeachments* com uma janela de evento de (-5, 5) meses.

Já no modelo final para a variância condicional, as variáveis significativas foram: variação logarítmica da taxa de câmbio, variação logarítmica do risco da taxa de câmbio (*proxy* do Risco Brasil), variação logarítmica da quantidade de papel moeda emitido pelo Banco Central, *dummy* política de controle para eleições e *impeachments* com janela de evento de (-5, 5) meses, *dummy* de controle para alternância de presidente e *dummy* de controle para alternância de partido no poder.

Constatou-se que alguns eventos exógenos ao modelo foram significativos e fundamentais para a geração de resíduos normais e sem correlação serial. Três eventos foram incorporados à modelagem da média, quais sejam o caso Naji Nahas (em junho de 1989, na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro), o anúncio de congelamento da poupança pelo Plano Collor (em março de 1990) e a crise da Rússia (em agosto de 1998). Esse último mostra que a incorporação do índice mundial MSCI no modelo não foi capaz de controlar todos os eventos de alcance internacional.

Outros dois eventos exógenos foram incorporados na modelagem da variância. Esses não representam fatos pontuais, mas sim uma conjuntura econômica nacional. Atribuíram-se a eles a alta da taxa Selic e o efeito Lula, em 2002, e o início da crise político-econômica brasileira e a operação Lava-Jato, em 2014.

No modelo para a média, as variáveis que exercem influência positiva sobre os retornos do Ibovespa são o índice mundial MSCI, a taxa de câmbio e o *spread* entre as taxas de juros nominal brasileira e americana (prêmio de risco). As que exercem influência negativa são retorno defasado do Ibovespa, taxa de inflação, variação do risco da taxa de câmbio (*proxy* do Risco Brasil), variação da quantidade de papel moeda emitida pelo Banco Central, a *dummy* de controle para processos eleitorais e de *impeachments* (o que confirma a hipótese básica apresentada para a média), além das três *dummies* citadas acima para controle de eventos exógenos ao modelo (DC1989_06, DC_1990_03 e DC1998_08).

Observou-se que variáveis positivamente relacionadas com o Ibovespa têm relação com o mercado internacional ou com o dólar, ao passo que cinco dentre sete variáveis negativamente relacionadas com o Ibovespa são variáveis domésticas. Isso se deve ao fato de que boa parte do volume financeiro movimentado na B3 vir de investidores estrangeiros, podendo refletir uma vulnerabilidade com relação ao mercado externo.

No modelo para a variância, constatou-se uma inversão no sentido da influência que as variáveis exercem sobre o Ibovespa: as variáveis que provocam efeito positivo na média, provocam efeito negativo sobre a variância e vice-versa. Então, se a *dummy* de controle para processos eleitorais e de *impeachments* gera efeito positivo na equação da variância, o que confirma a hipótese básica apresentada para a volatilidade. Constatou-se, ainda, que o coeficiente da dependência autorregressiva dos resíduos e o coeficiente para dependência da variância condicional dos resíduos são positivos e que este segundo tem ordem de grandeza bem maior, confirmando a formulação teórica do modelo GARCH, pois indica que períodos de alta volatilidade são precedidos por períodos de alta volatilidade.

Atendendo ao primeiro objetivo específico, constatou-se que a maior parte das variáveis eram estacionárias, já que se tratavam de retorno ou taxa de variação, as taxas de juros nominais brasileira e americana e a taxa de inflação brasileira tiveram que ser integradas para atingirem estacionaridade.

Observou-se, também, que os retornos do Ibovespa e do índice mundial MSCI e o *spread* entre as taxas de juros nominal brasileira e americana (prêmio de risco) foram as únicas variáveis que não apresentaram autocorrelação e que as variáveis, em geral, apresentaram Razão de Volatilidade cíclica, indicando terem maior volatilidade nos períodos políticos investigados neste trabalho.

O segundo objetivo específico e uma parte do quarto demandaram a modelagem da equação da média e da variância do retorno do Ibovespa através de variáveis explicativas conjunturais.

Já o terceiro objetivo específico consistiu em investigar se os eventos políticos são fatores intensificadores da relação entre os retornos do Ibovespa e as variáveis conjunturais. Observou-se que a inclusão dos processos políticos no modelo não alterou o sentido da relação entre as variáveis conjunturais e o Ibovespa, mas alterou a intensidade com que acontecem: a maioria das variáveis tiveram seu coeficiente aumentado, em valores absolutos, indicando que a relação passou a ser mais forte. Ressalta-se, também, que a variável *dummy* de controle para os eventos políticos foi incorporada ao modelo para a média com coeficiente negativo,

indicando que provoca uma redução no retorno e confirmando a presença do efeito do Risco Político.

A parte final do quarto objetivo específico propôs investigar se existe algum comportamento amplificado da volatilidade em períodos políticos. Baseado em Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008) foi construído um vetor de Razão de Volatilidade que permitiu verificar o comportamento cíclico da volatilidade dos retornos do Ibovespa e suas elevações quando sob influência de Risco Político, dando base estatística para se comprovar a hipótese H₄.

A Razão de Volatilidade, da forma como foi proposta, também permitiu verificar graficamente o aumento de volatilidade devido a crises internacionais. Além disso, observou-se que não importa a amplitude da janela de eventos utilizada para o cálculo da Razão de Volatilidade, pois sempre é possível detectar um aumento da volatilidade em períodos políticos.

Este trabalho vem contribuir com a carência da literatura brasileira em relação ao conhecimento teórico sobre como o Risco Político interfere no mercado acionário e na relação existente entre o mercado acionário e variáveis conjunturais econômicas. Os resultados aqui apresentados também são relevantes na medida em que a amplitude do período estudado supera a grande parte dos trabalhos recentes em finanças no Brasil, os quais apenas fazem investigações a partir da implantação do Plano Real.

A importância disso está no fato de que a economia é cíclica e os acontecimentos político-econômicos do passado podem voltar à tona a qualquer momento. Dois exemplos são a alta da inflação em 2014 e 2015, 20 anos após o controle inflacionário proporcionado pelo Plano Real, e o *impeachment* da ex-presidente Dilma Roussef, 25 anos após o *impeachment* de Fernando Collor, o primeiro presidente eleito pelo voto popular direto após o fim do Regime Militar.

Empiricamente, os resultados deste trabalho sinalizam para operadores do mercado acionário que em períodos de Risco Político seus lucros (ou prejuízos) por operação tendem a diminuir, porém, há maior possibilidade de realizar operações, já que o mercado fica mais volátil. Sinaliza, também, para os investidores mais conservadores ou de mais longo prazo que eles devem buscar diversificação para mitigar o Risco Político que vem causar maiores oscilações em suas carteiras.

Outra contribuição prática deste trabalho está relacionada ao uso de modelos de precificação como CAPM e APT no cálculo do custo de capital das empresas, em períodos de Risco Político. Se há uma redução dos retornos e aumento da volatilidade dos retornos em períodos de eleições presidenciais e de processos de *impeachment*, as empresas podem incorrer

no erro de estimação de betas enviesados, uma vez que os modelos de precificação atribuem pesos iguais à variabilidade dos ganhos e das perdas, o que conflita com a noção de que risco está relacionado à perda.

Uma limitação desta pesquisa é o fato de o índice mundial MSCI não ter sido capaz de eliminar o efeito de todas as crises internacionais sobre o Ibovespa. Dessa forma, há a possibilidade de que alguma alteração atribuída ao Risco Político esteja, na verdade, relacionada a efeitos externos. Outra limitação é a impossibilidade do uso de variáveis importantes como Volume Financeiro, PIB e Risco Brasil, devido a indisponibilidade de dados.

Como sugestões para estudos futuros, recomenda-se a execução da função de Volatilidade Anormal Acumulada (CAV – *Cumulative Abnormal Volatility*), usada por Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008), porém com os dados dessa pesquisa, dispostos como série temporal. Recomenda-se, também, a elaboração do estudo com variáveis em diferentes periodicidades, além da utilização de outras variáveis e/ou outras *proxys*, como a substituição do Ibovespa por índices setoriais e, até, por empresas públicas, supondo que elas sofrem grande influência do Risco Político decorrente da troca de presidente no comando do país.

Por fim, ressalta-se que a condução dos testes dessa dissertação implicou em escolhas, uma dentre as quais foi a utilização do GARCH (1,1) para modelagem da equação da volatilidade, o que tomou por base o trabalho de Bialkowski, Gottschalk e Wisniewski (2008). Porém, recomenda-se a modelagem da volatilidade segundo modelos mais sofisticados, como o APARCH, por exemplo, que permite tratamentos diversos para outras distribuições de probabilidade.

REFERÊNCIAS

AFTAB, M.; REHMAN, I. U. Exchange rate risk and the bilateral trade between Malaysia and Singapore. *Studies in Economics and Finance*, v. 34, n. 3, p. 407-426, 2017.

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates. *Akron Business and Economics Review*, v. 12, n. 2, p. 7-12, 1981.

AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of Granger causality. *Global Finance Journal*, v. 2, n. 9, p. 241-251, 1998.

AKAIKE, H. Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, v. 60, n. 2, p. 255-265, 1973.

ALEXANDER, C. *Modelos de mercado: um guia para a análise de informações financeiras*. São Paulo: Editora Saraiva, 2005.

ARAÚJO JUNIOR, A. *et al.* Influência do calendário eleitoral sobre o mercado brasileiro de ações. *Estudos do CEPE*, n. 44, p. 39-51, 2016.

ARAÚJO, E.; BASTOS, F. A. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. *BBR-Brazilian Business Review*, v. 5, n. 1, p. 51-72, 2008.

ARESTIS, P.; PAULA, L. F.; FERRARI FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009.

AZEVEDO, P. F.; SERIGATI, F. C. Preços administrados e discricionariedade do Executivo. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 35, n. 3, p. 510-530, 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Circular nº 2.900, de 24 de junho de 1999.

_____. *Comitê de Política Monetária (Copom): série perguntas mais frequentes*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2003-Copom.pdf>>. Acesso em: 26 dez. 2017.

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.

BERA, A. K.; JARQUE, C. M. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence. *Economics letters*, v. 7, n. 4, p. 313-318, 1981.

BERRY, B.; ELLIOTT, E.; HARPHAM, E. The yield curve as an electoral bellwether. *Technological Forecasting and Social Change*, v. 51, p. 281–294, 1996.

BIAŁKOWSKI, J.; GOTTSCHALK, K.; WISNIEWSKI, T. P. Stock market volatility around national elections. *Journal of Banking & Finance*, v. 32, n. 9, p. 1941-1953, 2008.

BJØRNLAND, H. C.; JACOBSEN, D. H. House prices and stock prices: Different roles in the US monetary transmission mechanism. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 115, n. 4, p. 1084-1106, 2013.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. *Histórico de adequações metodológicas dos índices da BM&FBOVESPA*. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-bovespa-ibovespa.htm>. Acesso em: 21 nov. 2016.

_____. *Participação dos investidores no segmento Bovespa*. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/servicos/market-data/consultas/mercado-a-vista/participacao-dos-investidores/volume-total/>. Acesso em: 16 fev. 2017.

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

BOURSCHEID, J. I.; GONZÁLEZ, R. S.; MARQUES, R. S. A influência da liderança política nos planos brasileiros de estabilização econômica: do Cruzado ao Real. *REI-Revista Estudos Institucionais*, v. 2, n. 1, p. 401-437, 2016.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. *Time series analysis: forecasting and control*. New Jersey: Prentice-Hall, 1994.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BRASIL. Congresso. Casa Civil. Lei nº 4.737, de 15 de julho de 1965. *Diário Oficial da União*, 19 jul. 1965. Seção 1, p. 6.746.

_____. Congresso. Casa Civil. Lei nº 6.767, de 20 de dezembro de 1979. *Diário Oficial da União*, 20 dez. 1979. Seção 1, p. 19.463.

_____. Constituição (1988), 5 de outubro de 1988. *Diário Oficial da União*, 5 out. 1988. Seção 1, p. 1-32.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1287-1294, 1979.

BRITO, A. A.; BRITO, N. R. O. Diversificação de risco e choques exógenos sobre o mercado de capitais brasileiro. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo - RAUSP*, v. 37, n. 1, p. 19-28, 2002.

BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2008.

BRUNI, A. L. *Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na Bovespa (1988-1996)*. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 1998.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Análise empírica da reação do mercado de capitais brasileiro aos anúncios de fusões e aquisições ocorridos entre 1994 e 2001. *Revista de Administração*, v. 42, n. 4, p. 468-81, 2007.

CAPELLETTO, L. R.; CORRAR, L. J. Índices de risco sistêmico para o setor bancário. *Revista Contabilidade & Finanças-USP*, v. 19, n. 47, p. 6-18, 2008.

CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*, v. 52, n. 1, p. 57-82, mar. 1997.

CARVALHO, A. G. Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil - a experiência dos anos 90. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, p. 595-632, 2000.

CARVALHO, L. F.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preço de ações: evidências para o Brasil. *Revista de Finanças Aplicadas*, v. 4, p. 1-48, 2014.

CAVALCANTE, P. Desempenho fiscal e eleições no Brasil: uma análise comparada dos governos municipais. *Revista de Administração Pública*, v. 50, n. 2, p. 307-330, 2016.

CHEN, N. F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.

CONNOR, G. The three types of factor models: a comparison of their explanatory power. *Financial Analysts Journal*. v. 51, n. 3, p. 42-46, 1995.

CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F. Cálculo do coeficiente beta do CAPM: comparação entre duas metodologias. In: ENCONTRO NORTE NORDESTE DE FINANÇAS, 2., 2005, Recife, *Anais...* Recife: 2005.

COSTA JR, N. C. A.; LEMOS, M. O. O efeito de sobre-reação a curto prazo no mercado de capitais brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 3, p. 309-324, 1997.

CRESWELL, J. W. *Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto*. 3. ed. Porto Alegre: Artmed, 2010.

CVM, Comissão de Valores Mobiliários. *O mercado de valores mobiliários brasileiro*. 3. ed. Rio de Janeiro: CVM, 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DING, Z.; GRANGER, C. W. J.; ENGLE, R. F. A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, v. 1, n. 1, p. 83-106, 1993.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, v. 70, n. 5, p. 960-971, 1980.

DOWNS, A. An economic theory of political action in a democracy. *The Journal of Political Economy*, p. 135-150, 1957.

DUARTE JR, A. M. Risco: definições, tipos, medição e recomendações para seu gerenciamento. *Resenha BM&F*, v. 114, p. 25-33, 1996.

DURBIN, J. Efficient estimation of parameters in moving-average models. *Biometrika*, v. 46, n. 3/4, p. 306-316, 1959.

DUVERGER, M. *Les partis politiques*. Colin, 1951.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

ENGLE, R. F.; LILIEN, D. M.; ROBINS, R. P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 55, n. 2, p. 391-407, 1987.

FALCÃO, M. A.; NEIVA, L. J. F. A economia política do tributo segundo a teoria do Public Choice: análise do caso brasileiro para uma melhor compreensão do desenvolvimento político. *Direito e Desenvolvimento*, v. 7, n. 13, p. 237-258, 2016.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

_____. Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, v. 116, n. 1, p. 1-22, 2015.

_____. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

_____. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

FERRARI FILHO, F. O legado do Plano Real: uma estabilização sem crescimento econômico? *Análise econômica*. Porto Alegre. v. 19, n. 35, p. 5-21, 2001.

FORTI, C. A. B.; PEIXOTO, F. M.; SANTIAGO, W. P. Hipótese da eficiência de mercado: um estudo exploratório no mercado de capitais brasileiro. *Gestão & Regionalidade (Online)*, v. 25, n. 75, 2009.

GIL, A. C. *Como elaborar projetos de pesquisa*. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

_____. *Métodos e técnicas de pesquisa social*. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, 1993.

GONÇALVES, C. E. S.; FENOLIO, F. R. Ciclos eleitorais e política monetária: evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 3, p. 465-487, 2007.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7. ed. New York: Pearson Education Limited, 2012.

GRÔPPO, G. S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa*. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

_____. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas*, v. 46, n. 1, p. 72-85, 2006.

HANNAN, E. J. The estimation of mixed moving average autoregressive systems. *Biometrika*, v. 56, n. 3, p. 579-593, 1969.

HEIJ, C. *et al. Econometric methods with applications in business and economics*. 1. Ed. New York: Oxford University Press, 2004.

HONG, H.; SRAER, D. A. Speculative betas. *The Journal of Finance*, v. 71, n. 5, p. 2095-2144, 2016.

HORN, C. H.; HERRLEIN JUNIOR, R. Os salários no Plano Verão. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 17, n. 1, p. 73-92, 1989.

IPEADATA. *Índice avalia com objetividade títulos da dívida dos países emergentes - EMBI+*. Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>>. Acesso em: 30 mar. 2017.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometric methods*. 4. Ed. New York: McGraw Hill Higher Education, 1997.

JONES, S. T.; BANNING, K. US elections and monthly stock market returns. *Journal of Economics and Finance*, v. 33, n. 3, p. 273, 2009.

KINZO, M. D. G. A democratização brasileira: um balanço do processo político desde a transição. *São Paulo em Perspectiva*, v. 15, n. 4, p. 3-12, 2001.

_____. Partidos, eleições e democracia no Brasil pós-1985. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 19, n. 54, p. 23-40, 2004.

KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LEBLANG, D.; MUKHERJEE, B. Government partisanship, elections, and the stock market: Examining American and British stock returns, 1930–2000. *American Journal of Political Science*, v. 49, n. 4, p. 780-802, 2005.

LEHKONEN, Heikki; HEIMONEN, Kari. Democracy, political risks and stock market performance. *Journal of International Money and Finance*, v. 59, p. 77-99, 2015.

LEISMANN, E. L.; LAGIOIA, U. C. T.; CARMONA, C. U. M. Análise da efetividade dos indicadores financeiros na explicação das oscilações nas 11 crises do mercado acionário do Brasil no período 2000/2008. *Revista ADMpg Gestão Estratégica*, v. 3, n. 1, p. 100-110, 2010.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. Stock markets banks and economic growth. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 537-58, 1998.

LIN, C.H. The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance*. v. 22, n. 1, p.161– 172, 2012.

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.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. The likelihood function of stationary autoregressive-moving average models. *Biometrika*, v. 66, n. 2, p. 265-270, 1979.

LONGIN, F.; SOLNIK, B. Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, v. 56, n. 2, p. 649-676, 2001.

LOPES, H. C. *A inflação e os Planos Cruzado e Real: uma análise institucionalista*. 2011. 253 p. Tese (Doutorado em Economia com ênfase em Economia do Desenvolvimento) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

MALUF FILHO, J. A. Eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo. *Revista de Administração FEA/USP*, v. 26, n. 3, p. 12-22, São Paulo, 1991.

MARIA, D. Z.; LEISMANN, E. L. Determinação da variação do risco para ativos de empresas estatais no mercado de capitais brasileiro em anos de eleições majoritárias: um estudo sobre a variabilidade do coeficiente beta. *Revista Capital Científico-Eletrônica (RCCe)*, v. 13, n. 4, p. 80-93, 2016.

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

MELLO, L. M.; SAMANEZ, C. P. Determinação e análise de desempenho do modelo APT–Arbitrage Pricing Theory–no mercado de capitais brasileiro. In: ENANPAD, 23, 1999, Foz do Iguaçu, *Anais...* Foz do Iguaçu: 1999.

MOORE, T.; WANG, P. Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: evidence from developed and emerging Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, v. 29, p. 1-11, 2014.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

MUELLER, D. C. *Public Choice III*. New York: Cambridge University Press, 2003.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. Ciclos políticos e resultados eleitorais: um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro. *RBE Rio de Janeiro*, v. 64, n. 1, p. 3-24, 2010.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NICOLAU, J. *Modelação de séries temporais financeiras*. Coimbra: Edições Almedina, 2011.

NEVES, A. W.; AMARAL, H. F. A Precificação de ativos de renda variável no mercado de capitais brasileiro: uma visão comparativa entre a *Arbitrage Pricing Theory* e o *Capital Asset Pricing Model*. In: ENANPAD, 26, *Anais...* Salvador: 2002.

NICOLAU, J. M. *Multipartidarismo e democracia: Um estudo sobre o sistema partidário brasileiro (1985-94)*. Rio de Janeiro: Editora Fundação Getúlio Vargas, 1996.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A.; MEURER, R. A Relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.

O'BRIEN, R. M. A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, v. 41, n. 5, p. 673-690, 2007.

OFFICER, R. R. The variability of the market factor of the New York Stock Exchange. *The Journal of Business*, v. 46, n. 3, p. 434-453, 1973.

PEREIRA, L. C. B.; NAKANO, Y. Hiperinflação e estabilização no Brasil: o primeiro Plano Collor. *Revista de Economia Política*, v. 11, n. 4, p. 44, 1991.

PIMENTA JÚNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 14, n. 2, p. 296-315, 2008.

PINHO, F. M.; CAMARGOS, M. A.; FIGUEIREDO, J. M. Uma revisão da literatura sobre modelos de volatilidade em estudos brasileiros. *Revista de Administração FACES Journal*, v. 16, n. 1, p. 10-28, 2017.

PINTO, P. M.; WEYMOUTH, S.; GOUREVITCH, P. The politics of stock market development. *Review of International Political Economy*, v. 17, n. 2, p. 378-409, 2010.

PLANALTO, PALÁCIO. *Galeria de Presidentes*. Disponível em: <<http://www2.planalto.gov.br/acervo/galeria-de-presidentes>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

PMDB. *História do PMDB*. Disponível em: <<http://pmdb.org.br/institucional/historia/>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

POWELL, J. G. *et al.* Should stock market return forecasts be conditioned on politics? *Australian Journal of Management*, v. 40, n. 4, p. 672-700, 2014.

RAMOS, R. O Plano Real e a necessidade de implantação do Regime de Metas de Inflação. *Revista Perspectivas em Políticas Públicas*, v. 9, n. 17, p. 201-219, 2016.

RAMSEY, J. B. Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, v. 31, n. 2, p. 350-371, 1969.

REINGANUM, M. Misspecifications of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings yields and market value. *Journal of Financial Economics*, v. 9, n. 1, p. 19-46. 1981.

RENNÓ, L.; AMES, B. PT no purgatório: ambivalência eleitoral no primeiro turno das eleições presidenciais de 2010. *Opinião Pública*, v. 20, n. 1, p. 01-25, 2014.

RENNÓ, L.; SPANAKOS, A. P. Fundamentos da economia, mercado financeiro e intenção de voto: as eleições presidenciais brasileiras de 1994, 1998 e 2002. *Revista de Ciências Sociais*, v. 49, n. 1, p. 11-40, 2002.

RIBEIRO NETO, R. M.; FAMÁ, R. Uma alternativa de crescimento para o mercado de capitais brasileiro o novo mercado. *Revista de Administração*, v. 37, n. 1, p. 29-38, 2002.

RIBEIRO, A. A. S.; LEITE, Á. R.; JUSTO, W. R. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. *Brazilian Journal of Management/Revista de Administração da UFSM*, v. 9, n. 1, p. 121-137, 2016.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), modelo 3-fatores de Fama e French e reward beta approach. *RAC-Electronica*, v. 3, n. 1, p. 159-180, 2009.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests Part I: on past and potential testability of the theory. *Journal of Financial Economics*, v. 4, n. 2, p. 129-176, 1977.

ROLL, R.; ROSS, S. A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, v. 35, n. 5, p. 1073-1103, 1980.

_____. The arbitrage pricing theory approach to strategic portfolio planning. *Financial Analysts Journal*, v. 51, n. 1, p. 122-131, 1995.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

S&P DOW JONES INDICES. *Os números: comparando o Dow[®] e o S&P 500[®]*. Disponível em: <<http://www.portugues.spindices.com/indices/equity/sp-500>>. Acesso em: 8 abr. 2017.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SANTA-CLARA, P.; VALKANOV, R. The presidential puzzle: political cycles and the stock market. *The Journal of Finance*, v. 58, n. 5, p. 1841-1872, 2003.

SARTORI, G. *The theory of democracy revisited*. Chatham New Jersey, Chatham House, 1987.

SCHUMPETER, J. A. *Capitalismo, socialismo e democracia*. Rio de Janeiro: Editora Fundo de Cultura, 1961.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, v. 52, n. 3-4, p. 591-611, 1965.

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.

SILVA, A.; BARBOSA, J. S.; RIBEIRO, F. Comportamento do volume de negociações e do risco de mercado antes e após os resultados das eleições presidenciais em 2014: um estudo com empresas brasileiras de capital aberto. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, v. 5, n. 1, p. 39-55, 2016.

SIMONS, D.; LARYEA, S. The efficiency of selected african stock market. *Finance India*, v. 20, n. 2, p. 553-571, 2006.

SOLNIK, B.; BOUCRELLE, C.; LE FUR, Y. International market correlation and volatility. *Financial analysts journal*, v. 52, n. 5, p. 17-34, 1996.

SOUZA, P. T. Z. *Análise da influência do mercado acionário brasileiro: um estudo do setor de papel e celulose através de modelos APT*. 2011. 79 f. Dissertação (Mestrado em Administração e Desenvolvimento Rural)-Departamento de Letras e Ciências Humanas, Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 2011.

SOUZA, P. T. Z.; CALLADO, A. A. C. Análise da eficiência do mercado acionário brasileiro: um estudo do setor de papel e celulose através de modelos APT. *Revista Ciências Administrativas*, v. 17, n. 2, p. 489-513, 2011.

TAROUCO, G. S.; MADEIRA, R. M. Esquerda e direita no sistema partidário brasileiro: análise de conteúdo de documentos programáticos. *Revista Debates*, v. 7, n. 2, p. 93-114, 2013a.

_____. Partidos, programas e o debate sobre esquerda e direita no Brasil. *Revista de Sociologia e Política*, v. 21, n. 45, p. 149, 2013b.

TEIXEIRA, E. E. M. *et al.* Evidence of predictive power of the macroeconomic variables regarding the Brazilian stock market in the period from 2002 to 2012. *Business and Management Review*. V. 4, n. 7, p. 555-567, 2015.

TEIXEIRA, E. E. M. *Relação entre as expectativas econômicas publicadas no Relatório Focus e o retorno e a volatilidade das principais ações negociadas no Brasil*. 2011. 210 f. Tese (Doutorado em Administração) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.

TEIXEIRA, E. E. M.; BARBOSA, F. V.; SOUZA, A. A. Relação entre as expectativas econômicas publicadas no Relatório Focus e o retorno e a volatilidade das principais ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. In: ENANPAD, 36, 2012, Rio de Janeiro, *Anais...* Rio de Janeiro: 2012.

TSAY, R. S. *Analysis of financial time series*. New Jersey: Wiley Series in Probability and Statistics, 2002.

TSE. *Tribunal Superior Eleitoral: eleições anteriores*. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/eleicoes-anteriores/eleicoes-anteriores>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

WALID, C. *et al.* Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: a Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review*, v. 12, n. 3, p. 272-292, 2011.

WANG, J.; ZHANG, D.; ZHANG, J. Mean reversion in stock prices of seven Asian stock markets: Unit root test and stationary test with Fourier functions. *International Review of Economics & Finance*, v. 37, p. 157-164, 2015.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 817-838, 1980.

WHITTLE, P. Estimation and information in stationary time series. *Arkiv för matematik*, v. 2, n. 5, p. 423-434, 1953.

WHITTLE, P. *Hypothesis testing in time series analysis*. Almqvist & Wiksells, 1951.

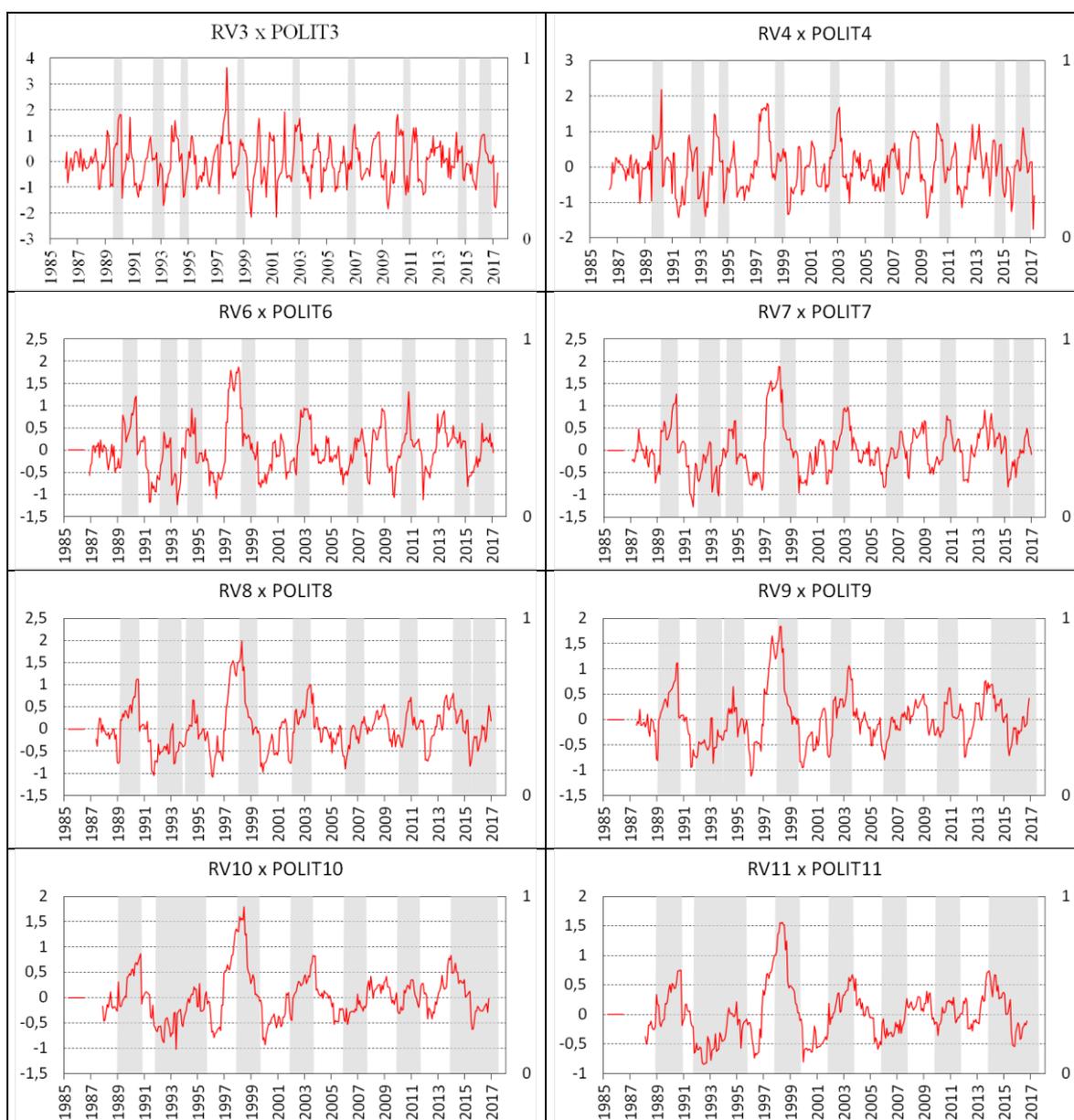
WOLD, H. A study in the analysis of stationary time series. *Journal of the Institute of Actuaries (1886-1994)*, v. 70, n. 1, p. 113-115, 1939.

ZAKOIAN, J.-M. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 18, n. 5, p. 931-955, 1994.

APÊNDICE A – RAZÃO DE VOLATILIDADE CALCULADA PARA JANELAS DE EVENTOS COM AMPLITUDES DETERMINADAS PELAS *DUMMIES* POLIT3 ATÉ POLIT 12

A seção 4.6 apresenta a análise da volatilidade anormal através do vetor Razão de Volatilidade dinâmica calculado para períodos com alcance de +/- 12 meses e, depois, para períodos com alcance de +/- 5 meses. Em função do que foi discutido sobre o número de observações em períodos normais e o número de observações em períodos políticos, este apêndice apresenta no gráfico da Figura 21 o logaritmo natural das Razões de Volatilidade RV3 a RV12, excetuando-se as razões RV5 e RV12 que já foram apresentados na seção 4.6.

Figura 20 – Gráfico do logaritmo da Razão de Volatilidade (RV) dos resíduos padronizados do Modelo 8 para janelas de evento variando de 3 a 11



Fonte: Elaborado pelo autor

Percebe-se que RV3 e RV4 não permitem uma visualização clara sobre o comportamento sazonal da volatilidade, com elevações nos períodos políticos delimitados pelas *dummies* POLIT3 e POLIT4. Porém, as Razões de Volatilidade calculadas para as demais janelas de eventos deixam claro que há um comportamento de elevação da volatilidade nos períodos políticos delimitados pelas respectivas *dummies* POLIT.

Ressalta-se que as Razões de Volatilidade exibidas nos gráficos da Figura 20 foram selecionadas conforme janelas de eventos compostas pelas *dummies* POLIT que tiveram significância estatística de pelo menos 10% na Tabela 12.

A Tabela 20 mostra os testes de hipóteses t e F para comparação da média e da variância das Razões de Volatilidade em períodos normais e em períodos políticos. É possível perceber que a média das Razões de Volatilidade nos períodos políticos é sempre estatisticamente diferente e maior do que a média em períodos normais, indicando que há uma elevação da volatilidade do Ibovespa em períodos ao entorno de eleições presidências e processos de *impeachment*.

Tabela 20 – Testes de hipóteses para média e para variância de RV para janelas de evento variando de 3 a 12

RV	Média			Variância			Nº observações	
	Período Normal	Período Político	Significância Teste-t	Período Normal	Período Político	Significância Teste-F	Período Normal	Período Político
RV3	-0,0541	0,1875	**	0,6457	0,6829		305	71
RV4	-0,0738	0,2295	***	0,4183	0,3586		283	89
RV5	-0,0901	0,2475	***	0,3567	0,2448	**	261	107
RV6	-0,0872	0,1914	***	0,3261	0,2015	***	239	125
RV7	-0,0832	0,1502	***	0,3006	0,2252	*	217	143
RV8	-0,0790	0,1226	***	0,2666	0,2341		197	159
RV9	-0,0700	0,0940	***	0,2474	0,2387		180	174
RV10	-0,0446	0,0554	**	0,1741	0,2465	**	161	187
RV11	-0,0567	0,0623	**	0,1466	0,2369	***	145	199
RV12	-0,0520	0,0566	**	0,1336	0,2291	***	129	211

Fonte: Elaborado pelo autor

Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%

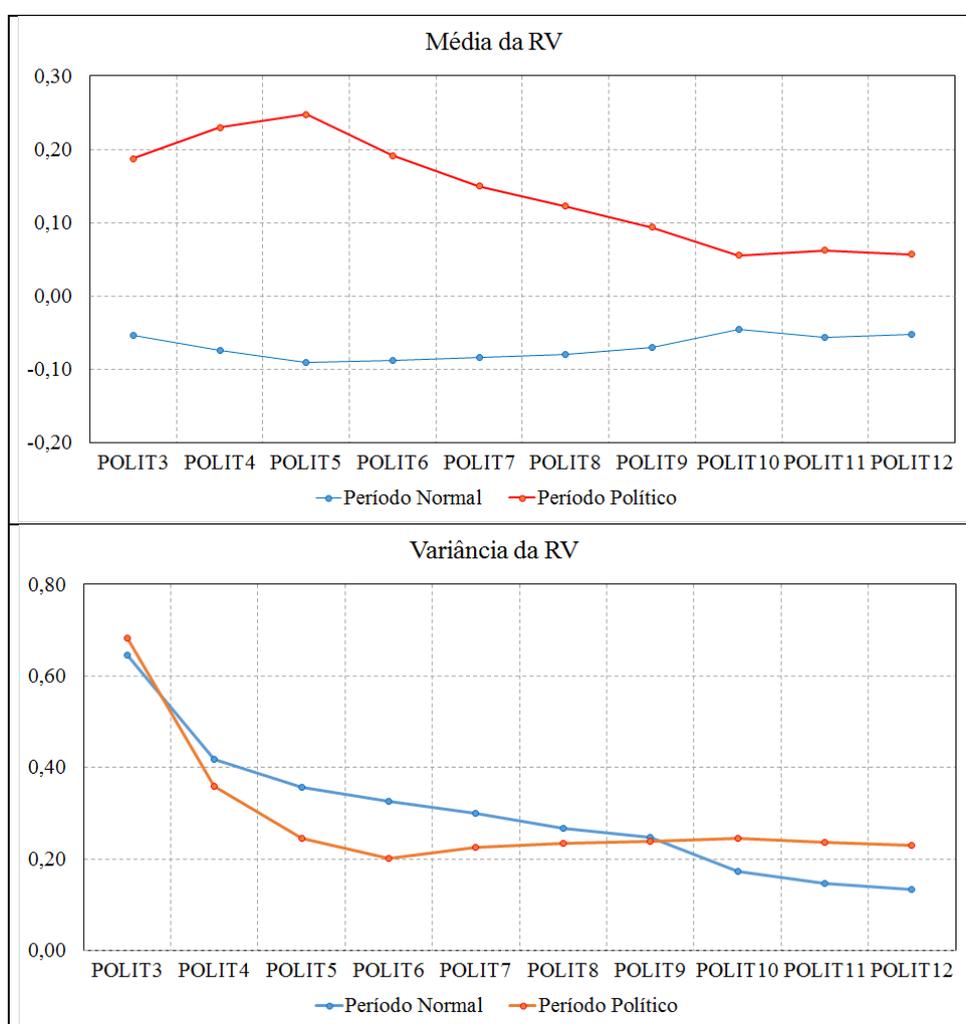
Apesar de se perceber que as variâncias não são sempre estatisticamente diferentes, isso não interfere nas conclusões tiradas para as médias, uma vez que variâncias estatisticamente iguais apenas implicam um teste de hipótese para médias de amostras com variâncias iguais, conforme ressaltado na seção 3.5.8.

A Tabela 20 evidencia, ainda, o número de observações em períodos normais e em períodos políticos, dando base para a conclusão de que não importa o alcance do período

político analisado, ele sempre apresentará elevação da volatilidade em comparação com períodos normais em função da incerteza gerada com o Risco Político.

Por fim, a Figura 21 exibe os gráficos evolutivos dos valores de média e volatilidade de RV, à medida que cresce a janela de evento (amplitude da *dummies* POLIT). Os gráficos foram construídos com base nos dados da Tabela 20 e facilitam a visualização de que a média em períodos políticos é sempre mais elevada do que em períodos normais, independente da janela de eventos dos períodos políticos analisados. Percebe-se, também, que a variância não tem a mesma tendência de ser maior em períodos políticos.

Figura 21 – Gráficos evolutivos dos valores de média e de variância de RV para janelas de eventos com amplitudes variando de POLIT3 a PLOT12



Fonte: Elaborado pelo autor