

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA – CORECONPR
30° PRÊMIO PARANÁ DE MONOGRAFIA

**TÍTULO: INFLUÊNCIA DE UM CONJUNTO DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
SOBRE IBOVESPA PÓS SISTEMA DE METAS INFLACIONÁRIAS**

PSEUDÔNIMO DO AUTOR: Taleb

CATEGORIA:

ECONOMIA PARANAENSE ()

ECONOMIA PURA OU APLICADA (X)

É melhor arriscar coisas grandiosas alcançando triunfo e glória, mesmo expondo-se à derrota, do que formar fila com os pobres de espírito, que nem gozam muito nem sofrem muito porque vivem nessa penumbra cinzenta que não conhece vitória nem derrota”.

(FRANKLIN ROOSEVELT)

RESUMO

Tendo em vista a importância do Índice Ibovespa para o mercado de capitais do Brasil e a dificuldade em verificar os fatores que influenciam seus resultados, o trabalho tem por objetivo geral verificar como ocorre a influência de determinadas variáveis econômicas sobre o índice Ibovespa no período pós-Sistema de Metas de Inflação no Brasil. Entre os objetivos específicos o estudo se propõe verificar a existência de uma correlação entre a taxa Selic e o Ibov através do Coeficiente de Pearson e também analisar como o comportamento da Taxa de Câmbio, do Risco País, da Taxa Selic e do IPCA impacta no índice de ações da Bolsa de Valores do Brasil (Ibovespa). Para tal, como os testes de Johansen sugeriram a existência de uma relação econômica de longo prazo (variáveis são cointegradas), o estudo utiliza do ferramental de modelagem econométrica do Vetor de Correção de Erros (VEC), analisando as relações de curto e longo prazos, a Função Impulso-Resposta e a decomposição da variância. A análise compreende o período Pós-Sistema de Metas de Inflação, 2000 a 2018, com 228 observações de periodicidade mensal. Entre os resultados encontrados, o Coeficiente de Pearson apresentou uma forte correlação negativa entre a Selic e o Ibov, resultado pertinente ao encontrado na literatura para uma relação bivariada. As estimativas econométricas pelo modelo VEC indicaram que, no longo prazo, a variável Taxa de Câmbio impacta positivamente o Ibov enquanto que a variável IPCA o impacta negativamente, sendo ambas significativas a 10%; Taxa Selic e Risco Brasil não apresentaram parâmetros significativos. Apesar disso, os resultados também foram pertinentes ao descritos na literatura empírica. A Função Impulso-Resposta mostrou que choques no Câmbio e no Risco geram uma resposta mais rápida no Ibov, já IPCA e Selic apresentam influência em um horizonte temporal maior. A análise de decomposição da variância corrobora com os resultados encontrados na função Impulso-resposta.

Palavras-chave: Variáveis macroeconômicas. Ibovespa. Selic. Cointegração.

ABSTRACT

Due to the importance of the Ibovespa Index for the Brazilian capital market and the difficulty in verifying the factors that influence its results, the purpose of this paper is to verify how the influence of some economic variables on the Ibovespa Index occurs in the post-Inflation Targeting Regime in Brazil. Among the specific objectives the study proposes to verify the existence of a correlation between the Selic rate and the Ibov through Pearson's Coefficient, and also to analyze how the behavior of the Exchange Rate, Country Risk, Selic Rate and IPCA impact on the Index of the Brazilian Stock Exchange (Ibovespa). Therefore, as Johansen's tests suggested the existence of a long-term economic relationship (variables are cointegrated), the study uses the error correction vector (VEC) econometric modeling tool, which allows to analyze the short and long term relations, the impulse-response function and the variance decomposition. The analysis includes the period 2000 to 2018 with 228 monthly observations. The results showed a Pearson's coefficient with a strong negative correlation between Selic and Ibov, a result pertinent to the literature found for a bivariate relationship. The econometric estimates by the VEC model indicated that in the long run the Exchange Rate variable positively impacts Ibov while the IPCA variable negatively impacts it, both being significant at 10%; Selic Rate and Brazil Risk did not present significant parameters. Nevertheless, the results were also pertinent to those described in the empirical literature. The Impulse-Response Function showed that Exchange Rate and Risk shocks generate a faster response on Ibov, while IPCA and Selic have their influence on this index over a longer time horizon. The analysis of variance decomposition corroborates the results found in the impulse-response function.

Keywords: Macroeconomic variables. Ibovespa. Selic. Cointegration.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Vantagens e Desvantagens da Adoção dos Regimes Monetários.....	18
Quadro 2 - Dados de inflação de 1999-2018	20
Quadro 3 - Relação e abreviatura das variáveis utilizadas	30
Quadro 4 - Resultados dos testes de ADF e PP em nível e em primeira diferença para o período de análise.....	39
Quadro 5 - Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro de 2000 a dezembro de 2018.....	40
Quadro 6 – Teste do traço e Máximo Autovalor das séries para as variáveis macroeconômicas, janeiro de 2000 a dezembro de 2018.....	41
Quadro 7 - Vetor de cointegração normalizado para a variável LNibov	44
Quadro 8 - Resultado da Decomposição da Variância.....	49

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução da Meta de inflação, Inflação e Taxa Selic (1999-2018).....	20
Figura 2 - Taxas médias anuais de compra dos Títulos Públicos LTN e NTN-C (2002 – 2018)	22
Figura 3 - Valores médios anuais de compra dos Títulos Públicos LTN e NTN-C (2002 – 2018)	23
Figura 4 - EMBI + Risco-Brasil (Média anual)	29
Figura 5 - Comportamento do Ibovespa para dados mensais de 2000 a 2018.....	31
Figura 6 - Comportamento da Taxa de Câmbio para dados mensais de 2000 a 2018	32
Figura 7 - Comportamento da Taxa Selic para dados mensais de 2000 a 2018.....	33
Figura 8 - Comportamento do IPCA para dados mensais de 2000 a 2018	34
Figura 9 - Comportamento do Risco Brasil para dados mensais de 2000 a 2018.....	35
Figura 10 - Série histórica mensal Ibovespa / Selic (2000-2018)	37
Figura 11 - Raízes inversas do Polinômio Característico de Ar	42
Figura 12 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no Risco.....	46
Figura 13 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no Câmbio	47
Figura 14 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no IPCA	47
Figura 15 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação na Selic.....	48

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	7
1 TEORIAS SOBRE INVESTIMENTOS	9
1.1 TAXA DE JUROS E RETORNO SOBRE INVESTIMENTOS	9
1.2 EXPECTATIVAS E RISCO DE MERCADO	11
1.3 ESTUDOS EMPÍRICOS	13
2 POLÍTICA MONETÁRIA	16
2.1 REGIMES MONETÁRIOS	16
2.2 PANORAMA DA POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS IMPACTOS NOS TÍTULOS PÚBLICOS	19
3 MERCADO DE CAPITAIS E O IBOVESPA	25
3.1 RISCO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM OS JUROS	27
4 BASE DE DADOS	30
4.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	30
4.1.1 Ibovespa (Índice da Bolsa de Valores de São Paulo)	30
4.1.2 Taxa de câmbio	31
4.1.3 Taxa Selic	32
4.1.4 Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	33
4.1.5 Risco Brasil (Embi+)	34
5 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS	36
5.1 MODELO DE PEARSON	36
5.2 MODELO ECONOMETRICO	38
5.2.1 Análise da estacionariedade das variáveis	39
5.2.2 Causalidade de Granger e testes de cointegração	40
5.2.3 Análise de curto e longo prazo	43
5.2.4 Análise da função Impulso Resposta	46
5.2.5 Decomposição da variância	48
CONSIDERAÇÕES FINAIS	51
REFERÊNCIAS	53
ANEXOS	61
ANEXO A – TESTE DE DICKEY-FULLER E PHILLIPS PERRON (EM NÍVEL)	61
ANEXO B – TESTE DE EXOGENEIDADE EM BLOCO DE GRANGER, CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE LEGS, TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO E TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN	75
ANEXO C – VETORES DE COINTEGRAÇÃO DE CURTO E LONGO PRAZOS; TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO E TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE	78

INTRODUÇÃO

No atual cenário econômico (2019) de suscetíveis baixas na taxa básica de juros Selic e perspectivas de novas quedas e a manutenção de taxas de juros em patamares menores, a questão sobre o direcionamento dos recursos na busca por maiores retornos por parte dos investidores torna-se assunto relevante dentro do mercado de capitais brasileiro. A taxa Selic (taxa básica de juros) é utilizada como medida balizadora dos ativos de renda fixa e produtos substitutos da renda variável. Com a taxa Selic em menor patamar histórico, novas indagações surgem na busca de relacionar o impacto das alterações nas variáveis macroeconômicas sobre o índice Ibovespa.

Sendo assim, o presente trabalho pretende contribuir para as discussões a respeito da influência de algumas variáveis macroeconômicas sobre o aumento das aplicações em ativos de risco (Bolsa de valores), além de levantar o referencial teórico sobre riscos e incertezas que permeiam as decisões dos investidores e destacar a evolução do mercado acionário brasileiro frente às oscilações no período pós implantação do regime de metas de inflação.

Após um longo período de instabilidade, especialmente na década de 1980, as políticas econômicas adotadas no Brasil a partir da década de 1990 tomaram como base parâmetros defendidos pelo Banco Mundial e o Fundo Monetário Internacional, como destacou Melo (2006). No cenário macroeconômico, a mudança de maior impacto na economia brasileira na década de 1990 foi a introdução do Plano Real em 1994, que favoreceu o controle da inflação ao gerar maior estabilidade à política monetária e incentivou a ampliação dos investimentos externos no país, o que inclui o mercado acionário brasileiro (MELO, 2006).

Entretanto, nesse período as taxas de juros domésticas estavam em patamares mais elevados e o regime cambial que prevaleceu até 1999 era o regime de câmbio fixo. As alterações no sistema cambial, na estrutura da taxa de juros no Brasil e a adoção do sistema de metas inflacionárias trouxeram uma nova dinâmica ao mercado acionário brasileiro após esse período.

Sendo assim, o estudo tem por objetivo geral responder a indagação: como as oscilações de um grupo de variáveis macroeconômicas podem impactar sobre os movimentos da carteira teórica do Ibovespa (IBOV)? A fim de verificar a existência dessa relação com o mercado acionário, serão utilizadas as variáveis taxa básica de

juros (Selic), Taxa de Câmbio, Risco País e Índice de preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Dentre os objetivos específicos, incluem-se verificar o grau de correlação de Pearson entre IBOV e Selic (análise bivariada) e avaliar a capacidade de influência das oscilações das variáveis acima sobre o IBOV. Para este último, será testada a possibilidade de aplicação de um modelo VEC, que permite entender as relações de curto e longo prazos dessas variáveis, comparando os resultados do estudo com os apresentados na literatura, e analisar a função Impulso-Resposta e a Decomposição da variância das variáveis em relação ao IBOV.

O primeiro capítulo aborda as teorias sobre investimentos, destacando a importância da taxa de juros, das expectativas e do risco de mercado nos retornos dos investimentos. Também contempla um conjunto de trabalhos empíricos sobre o tema abordado. O segundo capítulo aborda os três regimes de políticas monetárias com destaque ao regime de metas inflacionárias, que é atualmente o regime monetário adotado no Brasil. Apresenta-se também um breve panorama da Política Monetária e seus impactos nos títulos públicos.

O terceiro capítulo apresenta um panorama histórico do mercado de capitais e o Ibovespa, além de discorrer sobre o Risco Brasil e sua relação com os juros. O capítulo quarto abrange a descrição da base de dados e a evolução histórica das demais variáveis selecionadas.

O último capítulo descreve a metodologia empregada e a estimação do modelo econométrico e dos testes estatísticos propostos, além da análise dos resultados. Na sequência, têm-se as considerações finais.

1 TEORIAS SOBRE INVESTIMENTOS

1.1 TAXA DE JUROS E RETORNO SOBRE INVESTIMENTOS

A estrutura da taxa de juros é explicada basicamente por duas teorias: a teoria da expectativa da taxa de juros e a teoria da preferência pela liquidez. A teoria da expectativa diz que não existem fatores sistemáticos e, portanto, a taxa de juros futura representa exclusivamente a taxa de juros esperada. Em outras palavras, a taxa de juros de longo prazo corresponde à média da taxa de juros de curto prazo corrente e das taxas de juros de curto prazo futuras esperadas no horizonte de n períodos (ROSSI, 1996).

Para os economistas da vertente neoclássica, a taxa de juros é analisada como o preço do capital, sendo determinada pelas leis de mercado, e tem por objetivo equilibrar o mercado entre poupadores de recursos e demandantes de recursos.

Para Fisher (1986), o juro é determinado pela impaciência dos agentes por gastar suas rendas e pela oportunidade de investi-las. Fisher elabora três aproximações à teoria do juro. Na primeira e segunda aproximação, Fisher leva em conta alguns conceitos neoclássicos como: a previsibilidade das variações monetárias, comportamento racional dos agentes e mercados perfeitamente competitivos, onde cada agente sozinho não exerce influência na taxa de juros. Fisher evolui em relação ao aspecto da renda, admitindo esta como modificável através de empréstimos ou modificável por outros meios. Na terceira aproximação, Fisher incorpora a incerteza em relação ao valor do padrão monetário como um fator de determinação das taxas de juros (FISHER, 1986).

Para Keynes (1982), quanto mais forte for a preferência pela liquidez mais alta será a taxa de juros. Dillard (1989) descreve que para Keynes as autoridades monetárias não são capazes de controlar toda a oferta monetária. Porém a autoridade monetária consegue satisfazer um aumento do desejo do público (manter dinheiro em carteira) com um aumento efetivo de sua oferta. Se a oferta monetária aumentar em proporção ao aumento da preferência pela liquidez a taxa de juros não se elevará.

Sendo assim, a decisão sobre onde investir é muito particular de cada agente do mercado. Sendo eles pessoas físicas ou instituições cabe a cada um fazer a comparação entre a taxa de juros e a eficiência marginal do capital, pois, quando

houver uma remuneração maior em um dos ativos isso pode ser determinante para a tomada de decisão e o destino da alocação dos recursos (HERSCOVICI, 2013).

Precedentemente à decisão de investir os agentes econômicos levam em consideração suas particularidades individuais em relação a preferência pela liquidez. Como cada agente faz suas previsões quanto a incerteza do futuro da taxa de juros, isso provoca movimentos distintos entre os agentes e caso haja um mercado organizado para se negociar com débitos um agente pode se aproveitar das taxas oferecidas e realizar lucros ou ainda tomar dinheiro emprestado a fim de ganhar com a diferença de assimetrias entre as expectativas quanto ao curto e longo prazo. Nesse cenário os ajustes das taxas acontecem quando o nível de venda dos “baixistas” se equilibrar com as compras dos “altistas” (KEYNES, 1982[1936]).

Existem três motivos que justificam a preferência pela liquidez dos agentes econômicos: motivos transação (gastos correntes), motivo precaução (segurança) e motivo especulação (obter lucro). Eles são assim definidos por Keynes:

- (i) o motivo transação, isto é, a necessidade de moeda para as operações correntes de trocas pessoais e comerciais;
- (ii) o motivo precaução, ou seja, o desejo de segurança com relação ao equivalente do valor monetário futuro de certa parte dos recursos totais;
- (iii) o motivo especulação, isto é, o propósito de obter lucros por saber melhor que o mercado o que trará o futuro. (KEYNES, 1982[1936], p.139)

Os agentes também se deparam com a possibilidade de alocação da renda entre consumo e poupança, e com a possibilidade de manter o dinheiro acumulado (alta liquidez) ou em ativos menos líquidos (comparação risco retorno). Como destaca Keynes (1982[1936], p.137) a taxa de juros não é o rendimento da poupança, mas sim a “recompensa pela renúncia a liquidez”.

“Deveria ser óbvio que a taxa de juros não pode ser um rendimento da poupança ou da espera como tal. Quando alguém acumula suas economias sob a forma de dinheiro líquido, não ganha juro, embora economize tanto quanto antes. Pelo contrário, a simples definição da taxa de juros diz-nos, literalmente, que ela é a recompensa da renúncia à liquidez por um período determinado” (KEYNES, 1982[1936], p.137).

Assaf Neto (2011) destaca que o juro exprime o preço de troca de ativos disponíveis em diferentes momentos do tempo, sendo oferecido pela disponibilidade imediata do bem e deve remunerar o adiamento de seu uso. Esta operação se caracteriza pela presença de dois agentes econômicos: “o poupador - que deseja adiar seu consumo para o futuro – e o tomador que capta os recursos disponíveis e decide antecipar seu consumo para o presente” (ASSAF NETO, 2011, p.117).

“As taxas de juros e os preços dos bens físicos no mercado, expressos em porcentagens e unidades monetárias, respectivamente, tem por finalidade homogeneizar os valores de um conjunto de bens” (Assaf Neto, 2011, p.118). Sendo assim, por meio dos juros os agentes econômicos podem tomar suas decisões da forma mais adequada as suas preferências de consumo e poupança (ASSAF NETO, 2011).

De forma resumida, a taxa de juros é importante medida balizadora para as decisões de novos investimentos para as empresas, influi na decisão de alocação quanto ao consumo ou poupança para as pessoas, além de ser um instrumento fundamental de política monetária para o governo. Assaf Neto (2011, p. 119) salienta que:

A taxa de juros que precifica os ativos do governo no mercado é denominada taxa *pura* ou taxa *livre de risco*, constituindo-se na taxa de juros base do sistema econômico. Assim, apesar de o mercado estabelecer taxas variáveis para cada nível de risco assumindo pelas várias operações financeiras, o denominador comum dessa estrutura é a taxa de juros do sistema econômico.

Sendo assim, apesar das forças do mercado, a taxa pura que remunera o sacrifício da poupança é colocado por Leite (1994, p. 248) como “o piso para a estrutura das taxas de retorno da economia, na qual teremos não apenas a remuneração pelo diferimento do consumo, mas também a remuneração de cada nível de risco envolvido pelas outras alternativas de investimentos”.

Logo, a taxa mínima está abaixo dos retornos oferecidos pelos títulos do governo e a taxa livre estabelecida no mercado é a taxa referencial a ser comparada com os retornos oferecidos pelos investimentos com risco (ASSAF NETO, 2011).

1.2 EXPECTATIVAS E RISCO DE MERCADO

As expectativas influem diretamente nas decisões de investimentos, por se tratar de uma variável que muda constantemente. As expectativas de curto prazo influenciam diretamente nas expectativas de longo prazo e conseqüentemente mudam o entendimento sobre os riscos envolvidos nas operações financeiras. Como destaca Kohlscheen (2012, p. 290), “ao receber nova informação que afete o comportamento futuro de uma variável econômica, o agente econômico deve revisar de imediato todas as suas expectativas quanto à variação futura desta variável a fim de incorporar esta nova informação”.

Duas linhas de pensamentos discorrem sobre as expectativas, o modelo monetarista com as expectativas adaptativas e ilusão monetária e o modelo novo-clássico assumindo que os agentes formam expectativas racionais.

As expectativas adaptativas e o fenômeno da ilusão monetária são exemplificados por Modenesi (2005, p. 66 – 67) como:

Friedman considerou, ainda que implicitamente, que a oferta monetária exógena é determinada pelo Banco Central, em linha com o chamado *verticalismo*. Assim, considere-se que no instante t a autoridade monetária promova uma elevação da taxa de expansão do estoque de moeda ($M_t > M_{t-1}$) de maneira que a inflação supere as expectativas – dado que estas se formaram com base na inflação verificada até o período anterior ($t-1$), que, por sua vez, depende da política monetária implementada até esse mesmo período.

Em linha com a teoria quantitativa da moeda, o nível geral de preços é considerado função direta do estoque monetário. Sendo assim uma ampliação (redução) do estoque monetário determina uma elevação (diminuição) do nível geral de preços.

A informação acerca da variação do nível geral de preços só está disponível para os trabalhadores de forma defasada. Dessa maneira, eles irão subavaliar a inflação e, interpretarão, erroneamente, a elevação em seus salários nominais como um ganho de salário real.

O fato de os trabalhadores não perceberem que a elevação no salário nominal simplesmente compensa o aumento da inflação determina uma expansão da oferta de trabalho. Essa incapacidade de se distinguir entre variações no nível geral de preços e variações de preços relativos é que se chama ilusão monetária.

Segundo Modenesi (2005), as expectativas racionais tem como precursor John Muth, descrevendo que os agentes econômicos maximizam a utilização de toda a informação disponível ao formarem suas expectativas. Muth (1981, p. 3) descreve que,

Afim de exemplificar de maneira bastante simples como as expectativas são formadas, nós adiantamos a hipótese de que elas são essencialmente as mesmas que as previstas pela teoria econômica pertinente. Em particular, essa hipótese assegura que geralmente a economia não desperdiça informação, e as expectativas dependem especificamente da estrutura de todo o sistema [...] Eu gostaria de sugerir que as expectativas, como elas são previsões informadas de eventos futuros, são essencialmente as mesmas da teoria econômica pertinente [...] nós chamamos tais expectativas de “racionais”.

Considerando o disposto nas duas teorias, entende-se que as previsões dos agentes econômicos são plenamente influenciadas por atitudes futuras do governo, uma vez que esse é o responsável pelas aferições presentes e projeção da inflação futura, além de ser o responsável por implementações das políticas macroeconômicas. Sargent (1981, p. 160) ressalta que, “as expectativas das pessoas não são sistematicamente piores do que as previsões dos modelos econômicos. Isso

leva a supor que as expectativas das pessoas dependem, de uma maneira correta, das mesmas coisas que a teoria econômica prevê”.

A formação das expectativas passa por uma revisão constante a fim de adquirir informações que possibilitem a exploração de se obter oportunidades com os melhores lucros. Segundo Begg (1982) os agentes não cometeriam erros sistêmicos, entretanto isso não constitui que suas previsões sejam perfeitas, pois trabalham com cenários de incerteza sofrendo de oscilações aleatórias. Sendo assim, as expectativas racionais sobre o futuro precisam atender um nível médio de acertos ao qual os agentes se deem por satisfeitos com os mecanismos de formação das expectativas.

1.3 ESTUDOS EMPÍRICOS

Na década de 1990 o mercado acionário passou por uma expansão nos volumes transacionados, emissões primárias e capitalização bursátil. Carvalho (2000) destaca que no fim da década se observa queda no volume transacionado e número de emissões primárias, mostrando que a expansão vista no início da década era insustentável dado a redução nas aberturas de capitais e crises cambiais externas e internas que levaram a uma forte elevação nas taxas de juros reais, causando um desestímulo a investimentos em renda variável.

Gróppo (2004) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado com modelos de vetor autoregressivo (VAR). A taxa SELIC foi a que mais impactou o índice da Bovespa, mostrando a importância exercida pela taxa de juros na economia brasileira, os resultados evidenciaram a elevada sensibilidade do Ibovespa em relação à taxa de juros real de curto prazo.

Nunes e Silva (2005) buscaram uma abordagem diferente, partindo do pressuposto que as autoridades tomam suas decisões quanto a condução da política monetária de forma independente, não levando em conta os acontecimentos financeiros em suas decisões. Eles procuraram verificar se há relação entre o nível de atividade econômica e o Ibovespa utilizando-se da variável PIB real e o Índice Ibovespa, e uma possível existência de relação causal entre as variáveis e como o índice Ibovespa se ajusta a impactos transitórios. Para isso, utilizaram um modelo bivariado com dados de 1990 a 2004 e aplicaram os testes de causalidade de Granger e cointegração de Johansen. Os resultados apresentaram uma evidência empírica de relação entre as

variáveis e sugeriram que esta variável poderia ser levada em conta pelas autoridades monetárias em suas previsões.

Grôppo (2006) analisou um conjunto de variáveis a fim de captar uma relação causal com o Ibovespa. Utilizando-se de um modelo de auto regressão vetorial (VAR), buscou analisar o efeito inesperado de choques exógenos nas variáveis e o poder explanatório de cada uma das variáveis. Os resultados mostraram que as taxas de juros de curto prazo e longo prazo impactam contemporaneamente o Ibovespa. Entretanto a taxa de câmbio mostrou-se mais impactante no Ibovespa, demonstrando a importância que o câmbio exerce no mercado de ações do Brasil.

O trabalho de Pimenta Junior e Higuchi (2008) utilizou-se das variáveis taxa de juros (SELIC), taxa de câmbio (PTAX), inflação (IPCA) e o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), com o objetivo de analisar a existência de causalidade entre as variáveis. Utilizando o enfoque multivariado VAR e aplicando os testes de Raiz Unitária (teste de Dickey e Fuller Aumentado – ADF), teste de Causalidade de Granger, análise das decomposições das variâncias (VDC) e análise das funções de resposta a impulso (IRF), chegou a resultados de que a taxa PTAX foi a que apresentou o maior nível de relação com ao Ibovespa, apesar disso nenhuma das variáveis apresentou níveis significativos de relação com o Ibovespa.

Santos (2009) testou a eficiência informacional de fatores macroeconômicos no mercado acionário do Brasil no curto e longo prazo. Com a utilização do modelo VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VMCE) e um modelo GARCH-M para a série temporal de 1995 a 2007, as variáveis foram Ibovespa, inflação, taxa de juros, taxa de câmbio e risco-país. Os resultados constataram que o mercado acionário não pode ser considerado eficiente quanto a divulgações de informações sobre as variáveis macroeconômicas.

Franzen et al. (2009) estudou os determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro entre 1995 e 2005, utilizando os dados o índice Ibovespa, variação cambial, taxa SELIC e risco país para entender como os fluxos de investimentos são influenciados por estas variáveis. Utilizando o modelo de regressão ARCH e verificadas as relações de causalidade e exogeneidade chegou ao resultado que os investidores estrangeiros apresentam um comportamento racional, entrando em momentos de baixa e saindo em momentos de alta, realizando os lucros.

Colombo, Bampi e Bessaria (2010) buscaram analisar o comportamento dos agentes econômicos em um âmbito de assimetria de informações e como o

comportamento das variáveis macroeconômicas poderia impactar na política de dividendos de empresas com capital aberto. Para o estudo foram utilizadas as variáveis PIB, SELIC, IPCA e PTAX no período compreendido entre 2004 a 2009 e aplicado as estimações dos modelos autorregressivo e de correções de erros. Os resultados obtidos indicaram que efeitos de escassez de capital e aumentos no custo de oportunidade influenciam de forma dominante as perspectivas quanto ao futuro da economia.

Os trabalhos apresentados demonstram a relevância do tema, e a complexidade em prever o comportamento das variáveis macroeconômicas, dado que uma série de acontecimentos mudam constantemente a expectativa dos agentes econômicos fazendo com que revejam continuamente suas análises mediante a mudanças mais bruscas no comportamento das variáveis.

2 POLÍTICA MONETÁRIA

2.1 REGIMES MONETÁRIOS

Como a moeda pode afetar muitas variáveis econômicas que são importantes para o bem-estar da economia, políticos e mentores das políticas econômicas em todo o mundo preocupam-se com a conduta das políticas monetárias, a administração da moeda e das taxas de juros. O Banco Central do Brasil (BCB) é o responsável pela conduta de política monetária no Brasil.

Com o Plano Real implantado no Brasil na década de 1990 veio a estratégia fundamentada na implementação de uma âncora cambial e na adoção de um novo padrão monetário, buscando a estabilidade de preços. No entanto, não se limitando a criação de uma nova moeda ou ao regime monetário de metas cambiais (MODENESI, 2005).

Segundo Modenesi (2005), a implementação do plano pode ser dividida em três preceitos que marcam a condução da política econômica no Brasil de 1993 a 1999, sendo eles: o ajuste fiscal; a reforma monetária e a adoção de uma âncora cambial. Sendo os dois primeiros considerados como pré-requisitos da fase posterior, tornando-se indispensáveis para interrupção da inércia inflacionária e o ajuste fiscal.

Como destacou Modenesi (2005), o primeiro regime adotado logo após a implementação do Plano Real foi o Regime Monetário de Metas Monetárias que vigorou por um curto período de tempo, entre julho e setembro de 1994. Esse modelo pressupunha uma estabilidade na velocidade de circulação da moeda, fato que não foi verificado, pois, devido à interrupção do processo inflacionário, a velocidade-renda de circulação da moeda se reduziu, por conta da elevação na demanda por encaixes monetários, visto que a moeda recuperara sua função de reserva de valor.

Devido ao fracasso do regime de metas monetárias, o Governo brasileiro adotou o regime de metas cambiais que foi formalmente instituído em 6 de março de 1995, sistema no qual leva-se em consideração o compromisso ou *commitment* em resguardar os limites da zona-alvo pela autoridade monetária na implementação ou execução de políticas econômicas para a taxa de câmbio (ALMEIDA, FONTES e ARBEX, 2000).

Esse regime vigorou até janeiro de 1999, quando foi substituído pela política de câmbio flutuante. Uma série de choques externos pressionaram as reservas

internacionais, ocasionando em sua redução drástica ao longo de 1997 e 1998, sendo principalmente causado pelas crises financeiras internacionais associadas ao desequilíbrio das contas públicas do país. Com isso a autoridade monetária pretendia evitar uma maior fuga de capitais do país, preservar um nível razoável de divisas internacionais, proporcionar o equilíbrio do balanço de pagamentos e oferecer maior liberdade à política monetária no sentido de uma contração maior das taxas de juros internas (ALMEIDA; et al, 2000).

Com a persistente diminuição das reservas, o governo brasileiro promoveu uma forte desvalorização cambial em janeiro de 1999, o câmbio flutuante trouxe de volta ao governo o medo da alta inflação, levando a um forte aumento da taxa de juros. A partir de junho de 1999 foi implantado o regime de metas de inflação como a nova âncora nominal da economia. As autoridades monetárias passaram a trabalhar para atingir o controle da inflação com intuito de acalmar o mercado financeiro e construir credibilidade, e também implementando o sistema de metas como nova âncora nominal para política econômica (BRESSER-PEREIRA; GOMES, 2009).

O regime de metas para a inflação adotado no Brasil caracteriza-se por quatro elementos básicos, sendo eles: conhecimento público de metas numéricas de médio prazo para a inflação; comprometimento institucional com a estabilidade de preços como objetivo primordial da política monetária; estratégia de atuação pautada pela transparência para comunicar claramente o público sobre os planos, objetivos e razões que justificam as decisões de política monetária; e mecanismos para tornar as autoridades monetárias responsáveis pelo cumprimento das metas para a inflação (BCB, 2016).

Isso evidencia que é necessário mais que o simples anúncio das metas numéricas da inflação, envolvendo também a prestação de contas regulares e forte transparência frente a sociedade sendo esses elementos essenciais para a credibilidade do regime (BCB, 2016).

Como dispõe o BCB (2016), faz-se necessário também alguns outros instrumentos que vêm completar todo o arcabouço que envolve o regime de metas, como a escolha de um índice de inflação que no Brasil é o IPCA cheio. O IPCA cheio é um índice que consegue captar e ser mais representativo quanto ao poder de compra do consumidor. Também se define o tipo de meta, sendo pontual ou intervalar como no Brasil, o que proporciona maior flexibilidade ao BCB, pois considera que a meta foi cumprida se ela ficar dentro das bandas superior e inferior.

Ainda segundo o BCB (2016), também é preciso a definição de um horizonte temporal para a meta, sendo no Brasil implementada com um ano (de janeiro a dezembro), e a existência de cláusulas de escape que podem justificar o não cumprimento das metas. Em caso de descumprimento faz-se necessário que o presidente do Banco Central envie uma carta aberta ao Ministro da Fazenda justificando os motivos do descumprimento, apontando as medidas que serão adotadas para que a meta volte a ficar dentro das bandas e indicando em quanto tempo isso será feito.

O quadro 1 sintetiza as ideias dos três regimes Monetários adotados no Brasil pós a implantação do Plano Real, ressaltando em cada um deles suas vantagens e desvantagens.

Quadro 1 - Vantagens e Desvantagens da Adoção dos Regimes Monetários

Regime monetário	Vantagens	Desvantagens
Metas Cambiais	Subordina a inflação interna à externa.	Perda de autonomia na condução da política monetária. BC deixa de exercer a função de prestador de última instância. Possibilita a transmissão de choques da economia-âncora para a economia ancorada. Aumenta a suscetibilidade de ocorrência de ataques especulativos.
Metas Monetárias	Base monetária é uma variável controlada diretamente pelo BC. Confere transparência à política monetária: possibilita seu monitoramento e avaliação (<i>accountability</i>).	Supõe estabilidade da velocidade de circulação da moeda: relação estável entre o estoque monetário e o nível geral de preços. BC possui limitado grau de controle sobre os agregados monetários mais amplos do que a base monetária.
Metas de Inflação	Maior flexibilidade: considera a informação disponível sobre o estado corrente da economia. Reduzido papel de metas intermediárias. Confere maior transparência à política monetária: possibilita seu monitoramento e avaliação (<i>accountability</i>).	Baixo grau de previsibilidade da inflação. A taxa de inflação é uma variável que o BC não controla diretamente. Dificuldade na definição da meta. A flexibilidade cambial requerida pelo regime pode causar crise financeira.

Fonte: Modenesi (2005, p.XLVII).

O sistema de metas de inflação traz algumas vantagens em relação aos demais sistemas, como destaca Curado e Oreiro (2005). Com os anúncios das metas de

inflação de forma antecipada tem-se um aumento no grau de transparência da política monetária, o que torna mais fácil a compreensão do público sobre as atuações dos bancos centrais. Outra vantagem é que com uma meta de inflação provável, minimiza-se as incertezas dos cálculos econômicos favorecendo a tomada de decisões, principalmente decisões de investimentos.

Segundo Neves e Oreiro (2008), com o regime de metas de inflação a economia consegue responder a choques domésticos além de não depender de relação estável entre moeda e inflação para obter êxito no controle da inflação. “Na verdade, a meta de inflação permite à autoridade monetária usar todas as informações disponíveis, e não apenas uma variável, para determinar a melhor fixação da política monetária.” (MISHKIN, 1999, p. 19).

2.2 PANORAMA DA POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS IMPACTOS NOS TÍTULOS PÚBLICOS

Segundo BCB (2016), os mecanismos de transmissão são os responsáveis por afetarem as variáveis econômicas, sendo a taxa básica de juros o principal instrumento utilizado no Brasil e que influencia principalmente componentes da demanda agregada, as expectativas dos agentes econômicos, os preços dos ativos (inclusive a taxa de câmbio), os agregados monetários e de crédito, os salários e o estoque de riqueza.

A inflação vivida pelo Brasil principalmente na década de 1980 faz com que os formuladores de políticas públicas estejam a todo momento monitorando o direcionamento da inflação a fim de corrigir possíveis distúrbios temporários e evitar mudanças bruscas nas expectativas dos agentes econômicos e uma histeria por parte da população (CARDOSO, 2007).

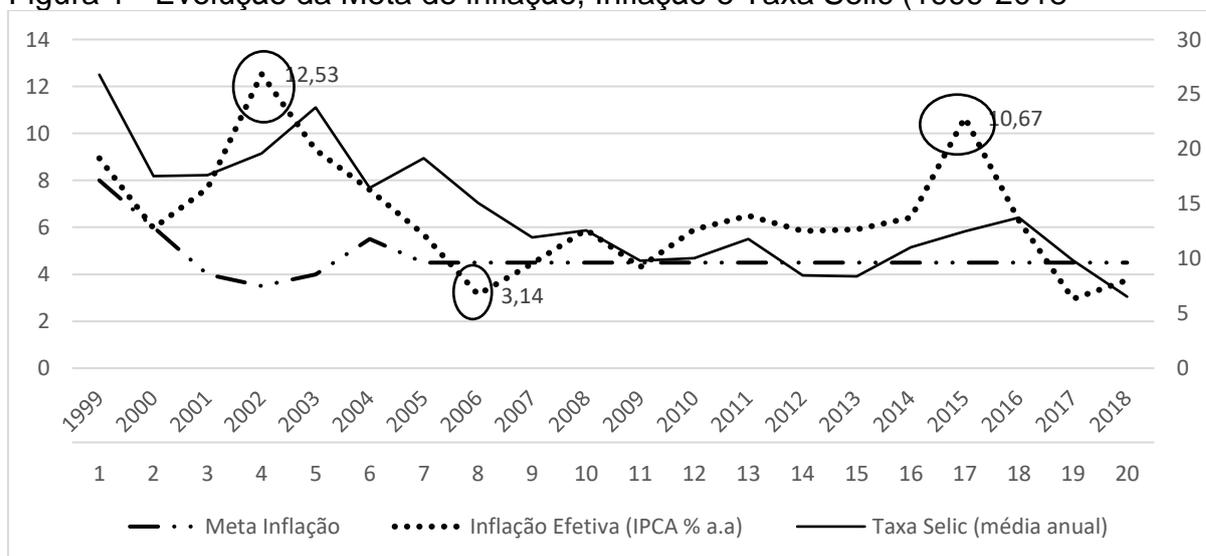
Quadro 2 - Dados de inflação de 1999-2018

Ano	Meta Inflação (% a.a)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a)	Taxa Selic (média anual - % a.a)
1999	8	8.94	26.79
2000	6	5.97	17.52
2001	4	7.67	17.63
2002	3.5	12.53	19.6
2003	4	9.3	23.8
2004	5.5	7.6	16.44
2005	4.5	5.69	19.15
2006	4.5	3.14	15.09
2007	4.5	4.46	11.94
2008	4.5	5.9	12.59
2009	4.5	4.31	9.81
2010	4.5	5.91	10.03
2011	4.5	6.5	11.78
2012	4.5	5.84	8.47
2013	4.5	5.91	8.38
2014	4.5	6.41	11.03
2015	4.5	10.67	12.5
2016	4.5	6.29	13.75
2017	4.5	2.95	9.84
2018	4.5	3.75	6.53

Fonte: Elaboração própria com dados do BCB (2019).

O quadro 2 mostra os dados das metas de inflação, definidos pelo Bacen, os dados da inflação observada no período e os dados das taxas de juros, no período compreendido entre 1999-2018. A evolução gráfica mostra os valores definidos e observados de acordo com as reuniões do Bacen sendo ilustrada na Figura 1.

Figura 1 - Evolução da Meta de inflação, Inflação e Taxa Selic (1999-2018)



Fonte. Elaboração própria com dados coletados do BCB (2019).

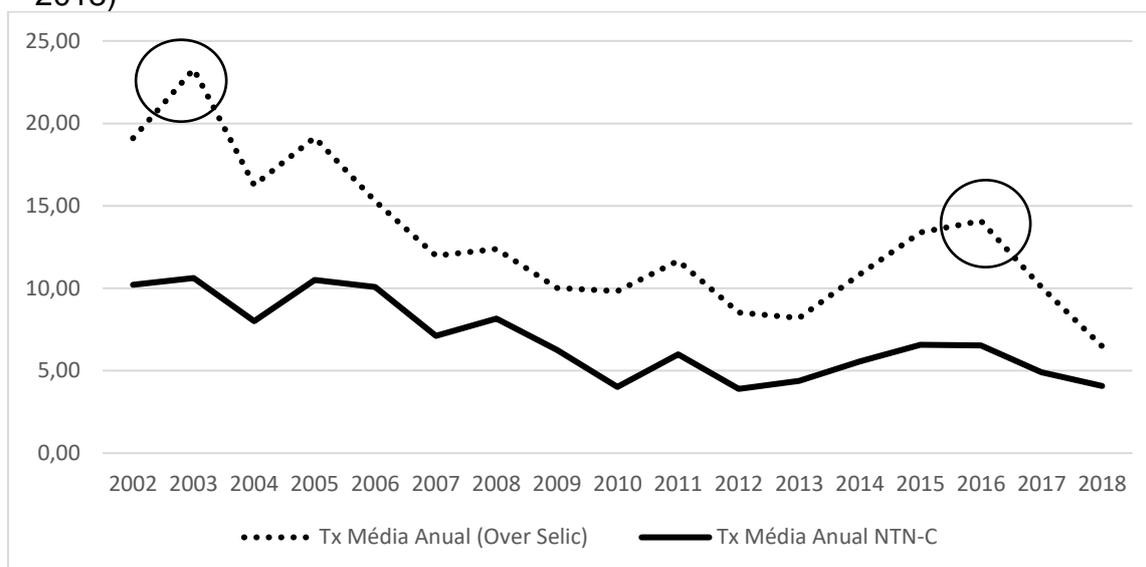
É possível observar na Figura 1 que as metas de inflação sofreram várias alterações até 2004, pois, por se tratar de um novo sistema, vários ajustes precisam ser feitos até que se encontre um ponto estável. A partir de 2005 a meta de inflação permaneceu em 4,5% até o fim do período analisado. Já a inflação efetiva oscilou de forma considerável ao longo do período analisado e, conseqüentemente, a taxa Selic, que é o instrumento utilizado para o controle da inflação, teve de ser alterada diversas vezes para combater as oscilações da inflação efetiva.

Os pontos mais expressivos de inflação efetiva, observados em 2002 e 2015, podem ser explicados pela precedente crise hídrica observada nos dois períodos. Como destaca Pinto (2001) o “apagão” em 2001 advindo da falta de planejamento e investimentos nos setores de geração e distribuição fez com que houvesse um aumento das tarifas devido acionamento das termelétricas. Além disso, a escassez de chuva provoca queda na produção de alimentos impactando diretamente na inflação.

Fato novamente observado em 2015 com o agravante da política de preços administrados, praticada no governo Dilma, onde os preços administrados atingiram 3,59% de aumento em 2012 e 1,54% em 2013 e os preços livres aumentaram 6,37% e 7,06% respectivamente no mesmo período. A partir de 2015 quando ajustes começaram a ser implementados rapidamente isso foi refletido em uma inflação mais elevada (CURADO, 2017). Com relação a Taxa Selic, é de nítido destaque a redução observada em todo o período, saindo de mais de 26% em 1999 e atingindo 6,5% em 2018.

Os títulos públicos em sua maioria têm suas remunerações atrelados à taxa básica de juros e ao comportamento da inflação. Logo, diariamente sofrem alterações em suas remunerações dado que possuem prazos de vencimentos pré-estabelecidos. Além disso, ao haver mudanças nas expectativas dos juros, os valores dos títulos são alterados a fim de garantir a rentabilidade contratada no início do período. Contudo, a rentabilidade garantida só será efetivada caso o proprietário do título o carregue até o vencimento, caso contrário estará sujeito as flutuações diárias do mercado. A Figura 2 mostra um comparativo entre as taxas de títulos públicos de curto e médio prazo e suas respectivas remunerações.

Figura 2 - Taxas médias anuais de compra dos Títulos Públicos LTN e NTN-C (2002 – 2018)



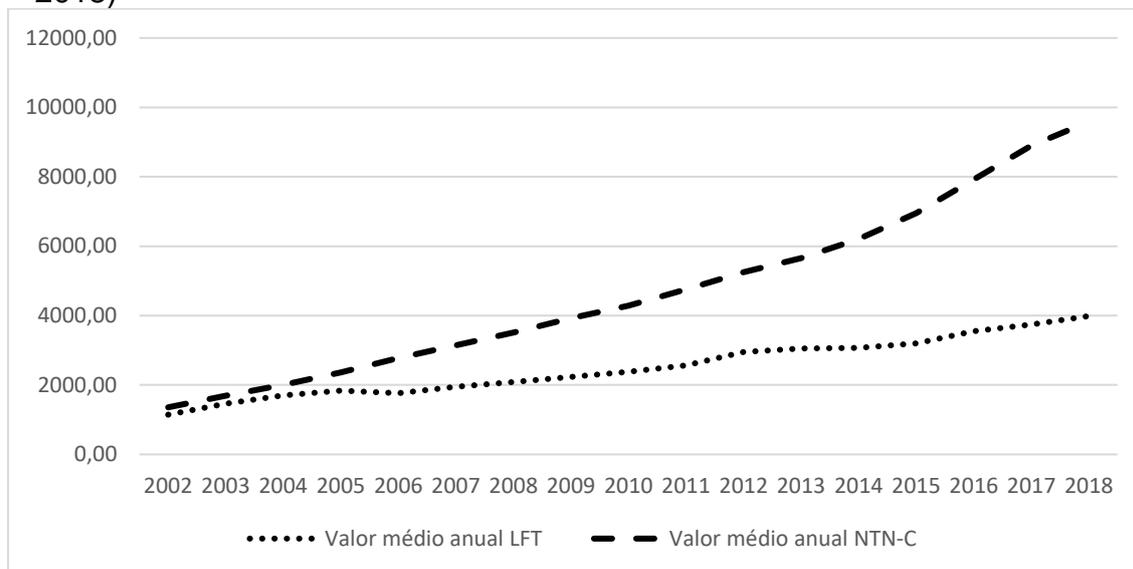
Fonte: Elaboração própria com dados coletados do BCB (2019).

A Figura 2 mostra a evolução da remuneração dos títulos públicos de curto prazo (Letras Financeiras do Tesouro, LFT)¹ e dos títulos de longo prazo (Nota do Tesouro Nacional Série C, NTN-C)¹. As taxas de remuneração dos títulos públicos são alteradas diariamente, para se chegar aos valores obtidos no gráfico foram calculados uma média simples para o ano com os valores de fechamento de cada dia. Nos títulos de curto prazo é observada uma queda entre 2002 e 2003, no período pós-eleições, e posteriormente uma tendência de queda até 2013 quando a inflação começa a subir levando a aumentos na taxa Selic a fim de corrigir esses movimentos.

Já os títulos de longo prazo que historicamente remuneravam com altas taxas de juros sofreram uma forte redução chegando próximo a 50% dos valores iniciais da série analisada. Isso é um reflexo das melhorias que a economia brasileira viveu no período e também uma “estabilidade financeira” do estado, não causando desconfianças quanto ao não pagamento futuro de suas dívidas.

¹ Em 2015 houve uma mudança na nomenclatura dos títulos públicos a fim de facilitar o entendimento dos investidores em relação as remunerações de cada título. A LFT tornou-se Tesouro Selic e NTN-C tornou-se Tesouro IGP-M com pagamentos de juros semestrais. Disponível em: <http://www.tesouro.gov.br/-/entenda-os-novos-nomes-dos-titulos-publicos-do-tesouro-direto>.

Figura 3 - Valores médios anuais de compra dos Títulos Públicos LTN e NTN-C (2002 – 2018)



Fonte: Elaboração própria com dados coletados do BCB (2019).

A Figura 3 se utilizou da mesma metodologia de médias da Figura 2 para se chegar nos valores médios anuais dos títulos. O que se observa é os títulos de curto prazo (LFT) aumentaram consideravelmente de valor e dois fatores podem explicar esse movimento: a popularização dos títulos públicos que trouxe a facilidade para se investir, principalmente os títulos de curto prazo que remuneraram melhor que a poupança; e a queda das taxas de juros que faz com que os preços dos títulos aumentem. Os títulos de longo prazo também aumentaram de valor no período analisado porém um aumento menos expressivo quando comparado com os de curto prazo.

Como salienta Barboza (2015), os mecanismos de transmissão de política monetária apresentam obstruções na transmissão decorrente das características da economia brasileira, como a segmentação no mercado de crédito, com alta participação do crédito direcionado; baixa penetração do crédito livre no processo de determinação da renda; participação de Letras Financeiras do Tesouro (LFT's) na composição da dívida pública; truncada estrutura a termo da taxa de juros; e participação de preços administrados na composição do IPCA.

Esses fatores de obstrução provocam uma elevação da volatilidade da taxa de juros e uma elevação do nível da taxa de juros na ocorrência de choques exógenos. Isso se deve ao fato de que, na presença de choque exógenos, a autoridade monetária

precisará elevar mais fortemente a taxa de juros caso haja obstruções de transmissão do que caso ocorra ausência delas (BARBOZA, 2015).

3 MERCADO DE CAPITAIS E O IBOVESPA

O Sistema Financeiro Nacional (SFN) é estruturado em dois subsistemas, os Normativos e os Operativos. Dentro dos operativos encontra-se o Mercado de Capitais e a bolsa de valores, onde “são criadas as condições para que as empresas captem recursos diretamente dos investidores, através da emissão de instrumentos financeiros, com o objetivo principal de financiar suas atividades ou viabilizar projetos de investimentos” (CVM, 2014, p. 36).

Isso faz com que “o mercado de capitais tenha uma grande importância no desenvolvimento do país, pois estimula a poupança e o investimento produtivo, o que é essencial para o crescimento de qualquer sociedade econômica moderna” (CVM, 2014, p. 37). A bolsa de valores sendo um órgão operativo atende e responde as jurisdições e normas impostas pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM)², órgão responsável por fiscalizar, normatizar, disciplinar e desenvolver o mercado de valores mobiliários no Brasil.

Criado em 1968, na Bolsa de Valores de São Paulo, o Ibovespa é o principal índice do mercado de ações e o mais importante indicador de desempenho médio dos ativos mais negociados e representativos do mercado de ações do Brasil (B3, 2019). É um índice de retorno total, ou seja, “procura refletir não apenas as variações no tempo nos preços dos ativos integrantes do índice, mas também o impacto que a distribuição de proventos por parte das companhias emissoras desses ativos teria no retorno do índice” (CVM, 2014, p. 258).

Até meados de 1960, o Mercado de Capitais apresentava pouca representatividade na economia brasileira. A estrutura limitada das bolsas de valores do Rio de Janeiro e São Paulo atendiam a financiamentos de bens duráveis. Fatores como a Lei da Usura³, altas taxas de inflação da época, falta de legislação adequada e monopólio de corretores públicos causavam desestímulo a aplicações de longo prazo (SOUSA, 1998).

² CVM é uma entidade autárquica em regime especial, vinculada ao Ministério da Economia, com personalidade jurídica e patrimônio próprios, dotada de autoridade administrativa independente, ausência de subordinação hierárquica, mandato fixo e estabilidade de seus dirigentes, e autonomia financeira e orçamentária (CVM, 2014).

³ A Lei da Usura proibia a cobrança de mais de 12% de juros ao ano, diminuindo a disponibilidade de crédito de longo prazo e dificultando o financiamento das companhias nacionais, ver (SOUSA, 1998).

A partir de 1964 uma série de legislações passaram a ser implementadas a fim de desenvolver, gerar confiança jurídica e dar robustez ao mercado de capitais do Brasil. Dentre as leis criadas no período estava a Lei nº 4.728, de 14 de julho de 1965 (Lei de Mercado de Capitais, BRASIL), que regulamentava o mercado de capitais a fim de combater os problemas que afastavam os investidores (POSER; ROTH, 1965).

Com as novas regulamentações e um forte incentivo fiscal do governo, ainda no fim da década de 1960 e início dos anos 1970 houve forte crescimento dos preços e volumes das bolsas, onde grande parte do capital advinha de pequenos investidores maravilhados com os altos retornos propiciados no momento. Contudo, passado essa fase de euforia, veio o “*crash* de 1971”, onde os especuladores profissionais começaram a realizar seus lucros rapidamente, ocasionando uma diminuição das cotações, desvalorização dos valores investidos e quebra de investidores (PAULA, 1993).

O “*crash* de 1971” deixou evidente que as regulamentações precisavam ser atualizadas e inovações financeiras seriam necessárias. Nesse sentido foi criada a Lei nº 6.404/76 das Sociedades Anônimas e a criação da CVM através da Lei nº 6.385/76. O mercado acionário voltou a dar sinais de retomada já na década de 1980, impulsionado pelo Plano Cruzado que estimulou o consumo e aplicou uma política monetária expansionista (PAULA, 1993).

Ainda na década de 1980, Naji Nahas, grande investidor e especulador que praticamente propiciou a quebra da bolsa do Rio de Janeiro em 1989, se aproveitou de uma falha no sistema. Por meio de vultuosos empréstimos, Nahas conseguia montar suas posições sem desembolsar de seu próprio dinheiro, com o auxílio de outras pessoas denominados de “laranjas”. Contudo, em julho de 1989 os bancos se negaram a conceder mais financiamentos a Nahas, que se viu impossibilitado de continuar com suas operações. Ele sofreu diversos processos, mas em 2004 foi inocentado das acusações, inclusive de ser o responsável pela quebra da Bolsa do Rio de Janeiro (THUIN, 2013).

Como destaca Sousa (1998) a década de 1990 marca uma série de regulamentações e medidas que foram implementadas, com destaque para o processo de abertura de capital aos investidores estrangeiros, privatizações e crescimento dos investidores institucionais.

Aliado a isso, em dezembro de 2000 foram implantados o Novo Mercado e os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa⁴ –Nível 1 e Nível 2, e a “Nova lei das S.A” Nº 10.303 de 2001⁵ que favoreceram o desenvolvimento e a consolidação da bolsa brasileira.

A Bolsa de valores do Brasil (B3) é resultado de uma série de fusões e aquisições, com destaque para a incorporação da Bolsa do Rio de Janeiro em 2000, a desmutualização da Bovespa em 2007 e sua transformação em S.A com a Bovespa Holding, movimento que precedeu a fusão entre Bovespa e Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) em 2008. A última incorporação ocorreu em 2017 com a união das atividades da Bm&fBovespa S.A com a Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos Privados (CETIP), dando origem a B3 S.A. (BM&FBOVESPA, 2017).

3.1 RISCO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM OS JUROS

Atualmente as economias desenvolvidas são consideradas financeiramente integradas, contudo, essa integração é relativamente recente. Nos países emergentes a restrição aos fluxos de capitais começa a diminuir a partir da década de 1990, e mesmo com uma crescente integração não se pode afirmar que há entre esses países uma perfeita mobilidade de capitais (GARCIA E DIDIER, 2003).

Ainda, Garcia e Didier (2003), ao citar Frankel (1991), descrevem que o diferencial da paridade da taxa de juros é a principal medida para falta de perfeita mobilidade de capitais, por não conseguir captar todas as barreiras à integração dos mercados financeiros através das fronteiras nacionais como por exemplo: custos de transação.

“Portanto, o risco país é um reflexo da situação econômica e financeira de um país, refletindo também a estabilidade política e o desempenho histórico no cumprimento de suas obrigações financeiras” (GARCIA; DIDIER, 2003, p. 257).

⁴ Segmentos especiais de listagem desenvolvidos com o objetivo de proporcionar um ambiente de negociação que estimulasse, ao mesmo tempo, o interesse dos investidores e a valorização das companhias. Como disposto em: http://bvmf.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/Folder_NovoMercado.pdf.

⁵ Alterou e acrescentou dispositivos na Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, que dispõe sobre as Sociedades por Ações, e na Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, que dispõe sobre o mercado de valores mobiliários e cria a Comissão de Valores Mobiliários. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LEIS_2001/L10303.htm

O EMBI⁶⁺ Brasil ou Risco Brasil, como é comumente conhecido no Brasil, mostra os retornos financeiros obtidos a cada dia por uma carteira selecionada de títulos do Brasil. Os pontos mostram a diferença entre a taxa de retorno dos títulos do Brasil e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano (IPEADATA, 2019).

O Risco Brasil é uma variável importante quando se quer medir variações no Ibovespa, como por exemplo os resultados apresentados por Nunes, Costa Junior e Seabra (2003). Os autores mostram uma relação negativa entre o Risco Brasil e os retornos do índice do mercado brasileiro de ações. Ou seja, foi possível captar que alterações no risco alteram as expectativas dos investidores estrangeiros e como a diminuição do risco se relaciona no longo prazo com a valorizações do Ibovespa.

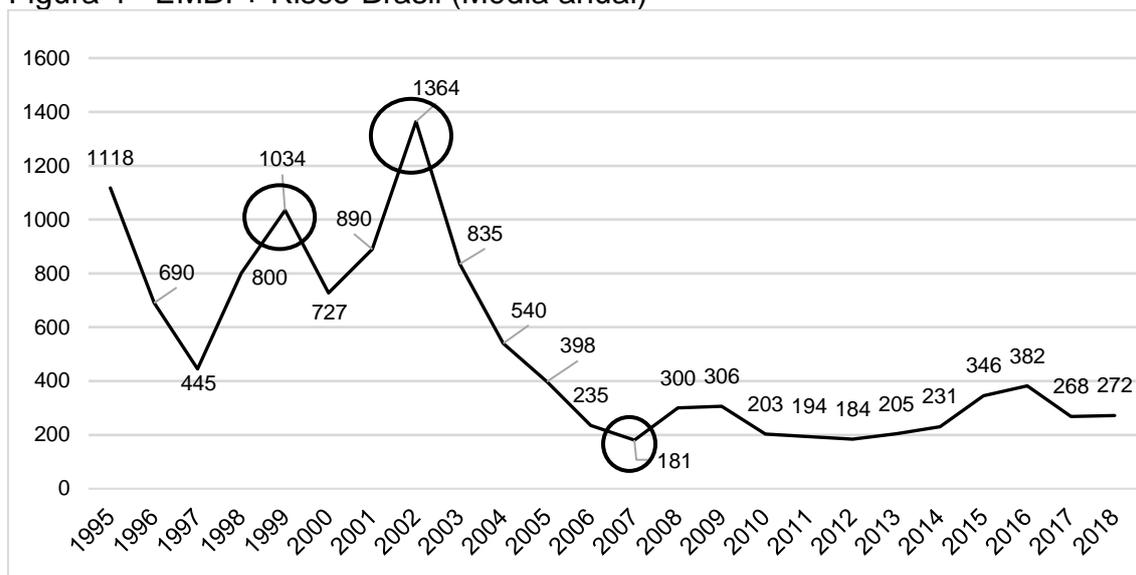
Além disso, Segundo Chen, Roll e Ross (1986) as variáveis macroeconômicas são essenciais para a identificação dos efeitos sobre o mercado acionário, pois afetam a habilidade das firmas em gerarem fluxo de caixa, os pagamentos futuros de dividendos e a taxa de desconto, tornando-se fatores de risco sobre o mercado de ações. Granger (1986) avança ao propor que as series de dados deveriam ser analisadas com a aplicação da cointegração – se estas forem cointegradas, haverá uma relação de equilíbrio de longo prazo.

No Brasil, Garcia e Didier (2003) destacam que, além do risco cambial, importante variável em economias em desenvolvimento, o risco Brasil é muito relevante para a determinação das taxas de juros domésticas e que ambos os riscos têm causas comuns. Entre as causas, os autores destacam os resultados das contas fiscais e do saldo em transações correntes do balanço de pagamentos, as condições do mercado doméstico e as condições do mercado financeiro internacional.

A Figura 4 apresenta a média anual do Risco-Brasil. Os pontos destacados em círculo refletem os momentos em que o risco esteve mais elevado, 1999 e 2002, e também o ano de menor risco, 2007. Em 1999 o Brasil estava pressionado pelo baixo volume de reservas financeiras e enfrentava dificuldades para manter o câmbio fixo. A flutuação cambial e o novo regime monetário trouxeram um alívio ao país levando a uma redução do risco no ano seguinte (SOUZA, 2005).

⁶ EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index*) é o índice criado pelo Banco JP Morgan para classificar somente países que apresentassem alto nível de risco segundo as agências de rating e que tivessem emitido títulos de valor mínimo de US\$ 500 milhões, com prazo de ao menos 2,5 anos (IPEADATA, 2019).

Figura 4 - EMBI + Risco-Brasil (Média anual)



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Ipeadata (2019).

Em 2002 o Risco-Brasil atinge o maior patamar do período, reflexo da situação econômica conturbada internamente e de importantes parceiros comerciais como a Argentina, com agravante das eleições presidenciais que aumentaram o grau de incertezas quanto as políticas que seriam adotadas e a efetividade do governo eleito em promover as reformas necessárias para que o país voltasse a crescer (Bernal-Meza, 2002). Em 2007 o país vinha de anos de melhora no PIB e em outros indicadores econômicos, já dando sinal que atingiria certificação de grau de investimentos por agências reguladoras internacionais, fazendo com que o risco apresentasse o menor valor para o período (PRATES e FARHI, 2009).

A seção seguinte apresenta o banco de dados e a evolução histórica das variáveis macroeconômicas em análise no estudo.

4 BASE DE DADOS

O presente trabalho se utilizou de dados coletados por meios *online* (site Economática e Ipeadata) e a manipulação dos dados foi feita com o auxílio de *softwares Eviews e Excel*, sendo os resultados plotados em gráficos e quadros para facilitar a visualização e análise dos mesmos.

A coleta dos dados abrange o período de pós-implantação do regime de metas de inflação, sendo coletados dados mensais de 2000 até 2018⁷. As variáveis coletadas para o trabalho foram: carteira teórica do Ibovespa (IBOV); taxa básica de juros apurada pelo Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC); Taxa de câmbio dólar Ptax venda (CÂMBIO); Risco Brasil (EMBI+) e Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA).

Quadro 3 - Relação e abreviatura das variáveis utilizadas

Variável	Nome Técnico	Abreviatura	Fonte
Ibovespa	IBOV Mensal	LN* (IBOV)	Economática
Risco País	EMBI+ Risco Brasil	LN* (RISCO)	Ipeadata
Inflação	IPCA Taxa Mensal	LN* (IPCA)	Economática
Selic	Selic Efetiva	LN* (SELIC)	Economática
Câmbio	Dólar Ptax Mensal	LN* (CÂMBIO)	Economática

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados coletados.

Nota: * Representa o Logaritmo Natural de cada variável.

O quadro 3 apresenta uma síntese das variáveis, que serão também utilizadas no capítulo seguinte, com suas abreviaturas e fonte dos dados.

4.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

4.1.1 Ibovespa (Índice da Bolsa de Valores de São Paulo)

O índice Ibovespa é o mais importante indicador de desempenho médio do mercado de ações do Brasil. Instituído em 1968 o índice é composto por uma carteira teórica de ações que pode ou não ser alterada a cada quadrimestre. Atualmente o índice é composto por 68 ações e a inclusão ou exclusão de um ativo tem que

⁷ Optou-se por iniciar a análise no ano 2000 com intuito de averiguar as mudanças após a adoção de regime de câmbio flutuante.

obedecer aos critérios de conformidade do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da BM&FBOVESPA⁸ (Bovespa, 2019).

Figura 5 - Comportamento do Ibovespa para dados mensais de 2000 a 2018



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

Pode ser observado na Figura 5 três pontos importantes, o primeiro deles compreende o período conturbado vivido no início dos anos 2000 com inflação elevada, juros elevados, risco elevado, fuga de capital estrangeiro e a eleição de 2002, o que fez o IBOV registrar sua menor cotação para o período analisado.

Após essa baixa o índice atinge o patamar dos 70 mil pontos tendo sua trajetória de alta interrompida pela crise de 2008, com uma recuperação rápida já em 2009, especialmente devido as políticas anticíclicas adotadas pelo governo brasileiro, o que retoma os patamares anteriores à crise. O último período de destaque acontece pós-impeachment onde o índice engata uma forte tendência de alta e atinge os 90 mil pontos.

4.1.2 Taxa de câmbio

A taxa de câmbio é uma importante variável macroeconômica pois impacta diretamente em diversos segmentos da nossa economia como: exportações, importações, resultados de empresas que negociam ou possuem empréstimos em

⁸ A metodologia completa do Índice Ibovespa pode ser encontrada no endereço eletrônico: <http://bvmf.bmfbovespa.com.br/indices/download/Manual-de-procedimentos-pt-br.pdf>

moeda estrangeira, no turismo e outros. Diante das diferentes formas de se medir a taxa de câmbio o presente trabalho escolheu o Dólar PTAX que é obtido através da média de todas as taxas praticadas no mercado durante o dia e divulgada pelo Banco Central. Sendo assim, a Figura 6 mostra esse comportamento.

Figura 6 - Comportamento da Taxa de Câmbio para dados mensais de 2000 a 2018



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

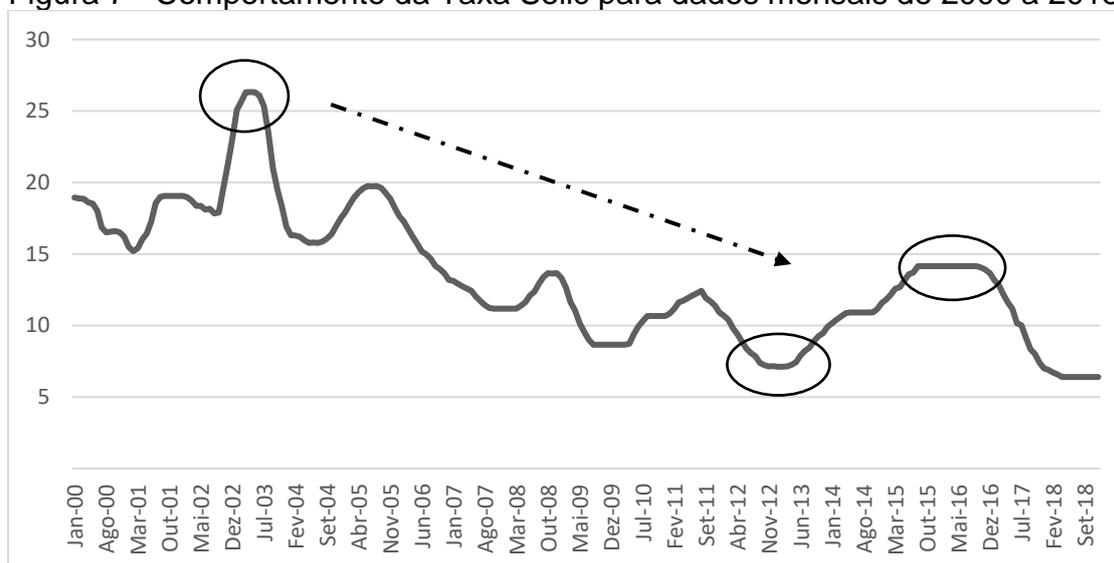
A taxa de câmbio é muito sensível a movimentos de incerteza principalmente se tratando de eventos políticos, dado a dificuldade de se traçar cenários assertivos quanto a futura direção política que vai ser empregada. Nessa situação um duplo efeito acontece: os agentes econômicos locais buscam a proteção de seus investimentos comprando moeda estrangeira, e concomitantemente os agentes estrangeiros buscam retirar seus investimentos locais e reduzir a alavancagem de suas posições. Estes fatores implicam em uma verdadeira corrida por dólar (moeda de segurança financeira) e pode culminar em picos acentuados como os observados na Figura 9 nos anos de 2002 e 2018 nas eleições presidenciais e em 2016 no impeachment, onde os eventos políticos foram predominantes para o nível mais elevado da taxa de câmbio.

4.1.3 Taxa Selic

A taxa Selic é a taxa básica de juros que, dentro do Sistema de Metas de Inflação (vide seção 3), desempenha um papel fundamental a fim de manter o controle

da inflação dentro das bandas pré-estabelecidas. Além disso, é uma variável de referência para ativos financeiros, especialmente os de renda fixa.

Figura 7 - Comportamento da Taxa Selic para dados mensais de 2000 a 2018



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

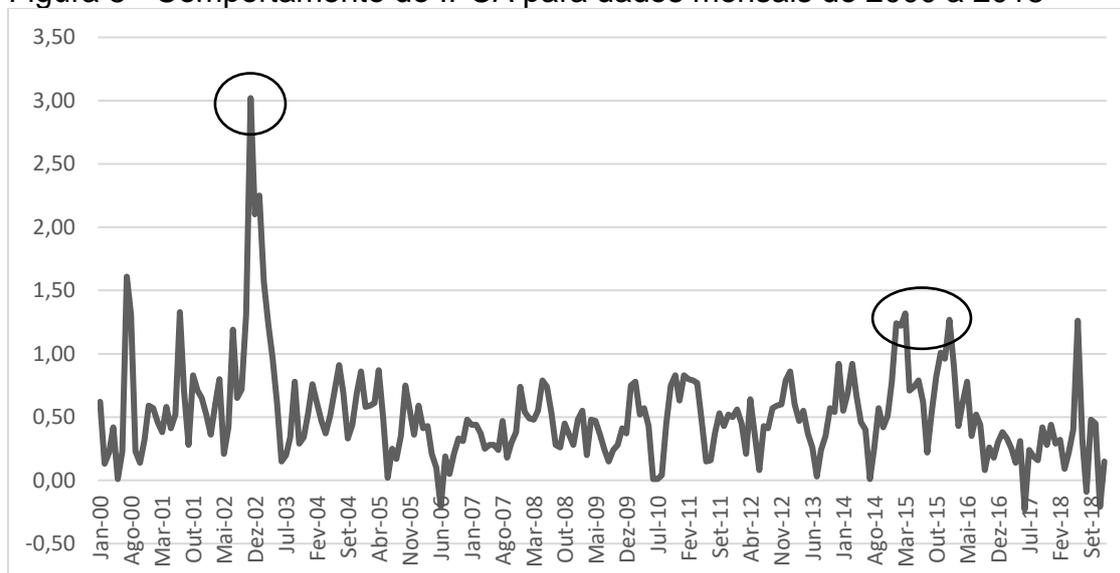
Destaca-se na Figura 7 alguns pontos relevantes no período analisado. Dentre eles, tem-se o ano de 2002, no qual o país se encontrava com forte inflação acumulada e como medida corretiva a Selic foi elevada a fim de conter o movimento de alta da inflação (vide Quadro 1). Posteriormente, uma tendência de queda até meados de 2014 quando novamente a inflação começa a sair do controle e a Selic é elevada (sistema de metas inflacionárias). Com a desaceleração da economia e a inflação controlada uma série de cortes começa a ser aplicada a partir de 2017 e a Selic volta a operar na casa de um dígito. Sendo assim, a seção seguinte apresenta o movimento do IPCA ao qual o sistema de metas de inflação está atrelado.

4.1.4 Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)

O IPCA é um dos índices de preços mais importantes da economia brasileira, sendo utilizado para medir a variação de preços do mercado para o consumidor final e representa o índice oficial de inflação no Brasil. O índice é calculado pelo IBGE ponderando-se uma cesta de bens para famílias na faixa de renda entre 1 e 40 salários-mínimos em algumas regiões metropolitanas do país (Wawrzeniak, 2013).

Além disso o índice é utilizado pelo Comitê de Política Monetária que por meio da taxa de juros controla a inflação.

Figura 8 - Comportamento do IPCA para dados mensais de 2000 a 2018



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

A taxa de Inflação é calculada mês a mês com a divisão da média dos preços do mês atual pela média dos preços do mês anterior (Wawrzeniak, 2013). Os picos de inflação observados em 2002 e 2015 na Figura 8 decorrem de fatores semelhantes, em ambas as datas problemas hídricos que impactaram na produção de alimentos, energia elétrica e a utilização da política de preços administrados podem ser considerados como fortes responsáveis pelos picos de inflação no período, conforme abordado na seção 3.2.

4.1.5 Risco Brasil (Embi+)

O Embi+ é uma metodologia desenvolvida pelo Banco JP Morgan para classificar somente países que apresentassem alto nível de risco segundo as agências de *rating* e que tivessem emitido títulos de valor mínimo de US\$ 500 milhões, com prazo de ao menos 2,5 anos (IPEADATA, 2019).

Figura 9 - Comportamento do Risco Brasil para dados mensais de 2000 a 2018



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Ipeadata (2019).

O comportamento do risco, observado na Figura 9, vem diminuindo nos últimos anos à medida que avançamos com a estabilidade econômica e política. Com exceção do pico vivenciado em 2002 devido a fatores políticos e econômicos já citados, observa-se uma tendência estável a partir de 2003 com leves oscilações em 2008 e 2016 devido à crise do *subprime*⁹ e o impeachment de Dilma Rousseff respectivamente.

⁹ Crise imobiliária no segmento *subprime* nos EUA, que acarretou em um aumento da aversão ao risco no mercado financeiro internacional, com a concomitante deterioração das condições de crédito em escala global. Mais informações vide Borça Junior (2008).

5 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS

Primeiro foi calculado o coeficiente de Pearson a fim de verificar o grau de correlação das variáveis IBOV e SELIC e verificar a direção dessa correlação (positiva ou negativa). Posteriormente se estimou um modelo VAR/VEC para verificar se o conjunto das variáveis selecionadas influencia na carteira teórica do Ibovespa.

5.1 MODELO DE PEARSON

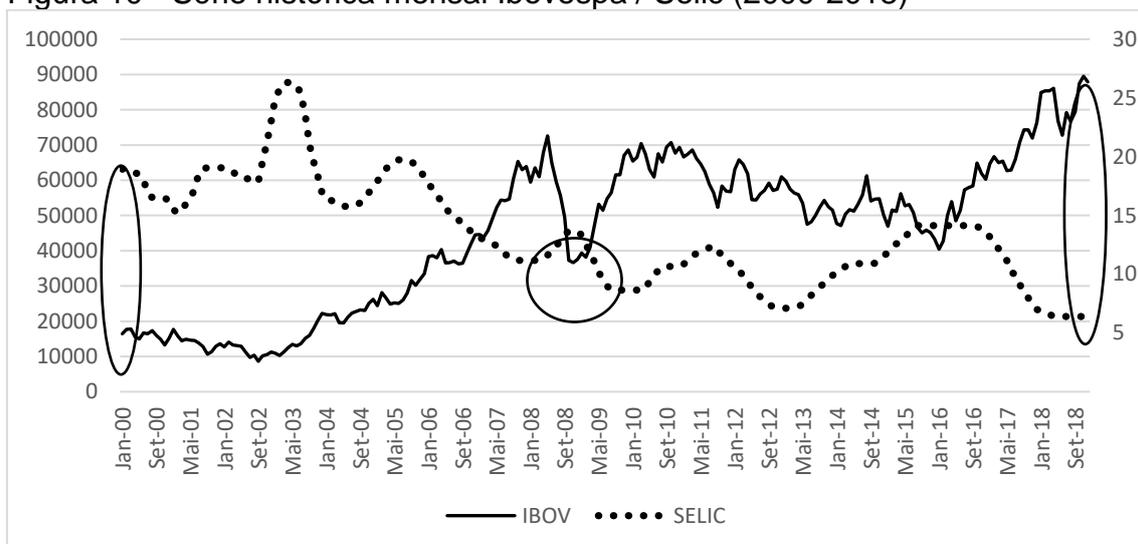
O coeficiente de correlação de Pearson advém do trabalho conjunto de Karl Pearson e Francis Galton como afirma (Stanton, 2001 apud Figueiredo Filho; Silva Júnior, 2009). Para Moore (2007, p.100-101 apud Figueiredo Filho; Silva Júnior, 2009) a correlação mensura a direção e o grau da relação linear entre duas variáveis quantitativas. O coeficiente de Pearson (r) quantifica a força de associação linear entre duas variáveis, sendo calculado por meio da Equação 1:

$$r = \frac{\sum_i(x_i-\bar{x})(y_i-\bar{y})}{\sqrt{\sum_i(x_i-\bar{x})^2 \sum_i(y_i-\bar{y})^2}} \quad (1)$$

As variáveis em questão são associadas através do compartilhamento da variância, e o modo linear considera que aumento ou redução de uma unidade na variável X gera o mesmo impacto em Y. A variação do coeficiente de Pearson (r) ocorre de -1 a 1. A correlação de valor zero indica que não há relação linear entre as variáveis. Uma correlação perfeita (-1 ou 1) indica que o escore de uma variável pode ser determinado exatamente ao se saber o escore da outra. O sinal positivo ou negativo indica a direção da relação e o valor sugere a força da relação entre as variáveis (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JÚNIOR, 2009).

Os valores extremos dificilmente são encontrados, com isso os pesquisadores utilizam escalas para interpretar a magnitude dos coeficientes. Dancey e Reidy (2005 apud Filho, Júnior (2009)) utilizam a classificação: $r = 0,10$ até $0,30$ (fraco); $r = 0,40$ até $0,6$ (moderado); $r = 0,70$ até 1 (forte). Dessa forma é possível interpretar os resultados pelo coeficiente de Pearson (r).

Figura 10 - Série histórica mensal Ibovespa / Selic (2000-2018)



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

A Figura 10 apresenta de forma clara a existência de alguma correlação entre as variáveis Ibovespa / Selic. As áreas circuladas apresentam momentos onde houve fortes distorções no mercado, como no início dos anos 2000 com a desvalorização do real e a mudança de regime câmbio fixo para câmbio flutuante vivido em 1999. Isso fez com que a taxa de Selic fosse elevada a fim de conter um movimento de fuga de capitais, enquanto houve redução em ativos de renda variável que apresentam risco/retorno desfavoráveis.

Em 2008, a crise do *subprime* nos Estados Unidos gerou uma forte queda no índice Ibovespa, fato que não impactou de forma significativa a taxa Selic devido as políticas anticíclicas adotadas no período como redução na taxa Selic, redução de impostos e aumento de subsídios. O último ponto importante aparece no fim da série onde passa-se a ter a taxa Selic em seus níveis históricos mais baixos e o Ibovespa no sentido contrário, atingindo seus maiores patamares históricos.

A estimação do coeficiente de Pearson confirma a indicação de correlação negativa entre as variáveis Ibovespa / Selic. Como o r de Pearson apresentou um valor negativo de -0.8686 , é sugerida uma forte correlação negativa seguindo a escala de Dancey e Reidy (2005). Ou seja, os resultados sugerem direções contrárias para essas duas variáveis, em que, para o período 2000 a 2018, a tendência de queda da taxa Selic ocorreu em simultâneo a uma tendência de aumento no IBOV. Isso aliado a outros instrumentos de análise pode servir de parâmetro para decisão de investimento dos agentes financeiros. Este resultado está em conformidade com os

encontrados por Zimnoch (2012) que analisou o comportamento da taxa básica de juros e do índice Ibovespa no período de 1996 a 2012 com a finalidade de verificar a existência de correlação entre as duas variáveis.

A estimação do coeficiente de Pearson trata de uma análise bivariada, portanto é uma medida importante, porém limitada para se explicar os movimentos do Ibovespa. Logo, fica explícito a importância da estimação de um modelo de análise multivariada, pois assim é possível trabalhar com um grupo de variáveis explicativas e obter resultados mais adequados para explicar os movimentos do Ibovespa.

5.2 MODELO ECONOMETRICO

A literatura apresenta alguns importantes instrumentos econométricos para estabelecer relações entre variáveis macroeconômicas, dentre eles têm-se a causalidade de Granger (1986), medindo a precedência temporal entre as variáveis, e a cointegração pelo método sugerido por Johansen (1988), medindo se há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

Segundo Carneiro (1997), a metodologia sugerida por Granger assume que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Ao passo que, caso um evento A ocorra depois do evento B, sabe-se que A não pode causar B. Ao mesmo tempo, se A ocorre antes que B, isso não significa que A, necessariamente, cause B. Assim, o teste de Granger está interessado em saber a precedência temporal entre as variáveis e não se propondo a identificar a existência causal no sentido de endogeneidade.

Como destaca Guimarães (2013) as análises de cointegração de Johansen utilizam a cointegração por meio do método de Máxima Verossimilhança. Com isso é possível realizar o teste de verossimilhança dos parâmetros e verificar relação de equilíbrio entre as variáveis não-estacionárias e determinar se as variáveis são integradas no longo prazo. Sendo identificada a existência de cointegração de Johansen, parte-se para estimação de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) e pode-se obter uma análise de curto e longo prazo.

Os métodos de Granger e Johansen partem da estimação de um modelo multivariado VAR proposto por Sims (1980), que é expresso por meio de um sistema de equações simultâneas. “A vantagem dessa forma de especificação é que ela torna

possível analisar o efeito da variação ao longo do tempo de determinada variável sobre as demais” (MAIA, 2011, p. 37).

Para se chegar ao melhor modelo, alguns testes são necessários, pois seus resultados impactam na dinâmica e nos procedimentos corretos a serem adotados. O presente trabalho se utilizou dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado e Philips-Perron para séries temporais para se obter uma indicação inicial de possível relação de longo prazo entre as variáveis, que necessita, dentre outras condições, que as séries não sejam estacionárias em nível. Na sequência, para observar possível cointegração pelo método de Johansen, utilizou-se o Teste do Traço e do Máximo-Autovalor.

Também se aplicou análise da função de Impulso-Resposta, que visa captar os efeitos de choques de um desvio-padrão, um choque exógeno ou aumento temporário não-esperado a uma mudança nos valores correntes e futuros das variáveis endógenas no modelo (ENDERS, 1995).

Aplicou-se também, o procedimento de decomposição da variância, que juntamente com o Impulso-Resposta são formas auxiliares de se analisar o modelo VEC que estabelece a relação de longo prazo. Logo, com esse instrumento é possível analisar o comportamento das variáveis no curto, médio e longo prazo na presença de choques não-esperados. Nas seções seguintes são apresentados, em detalhes, todos os testes e a forma funcional do modelo de curto e longo prazo.

5.2.1 Análise da estacionariedade das variáveis

Inicialmente, foram observadas a estacionariedade das séries a serem utilizadas no modelo econométrico. O quadro 4 apresenta um resumo dos testes.

Quadro 4 - Resultados dos testes de ADF e PP em nível e em primeira diferença para o período de análise

Variáveis	Nível			1ª Diferença		
	ADF ^a	PP ^b	<i>t crit</i> ^c	ADF	PP	<i>t crit</i>
LN (IBOV)	-1,6002	-1,7535	-3,9989	-13,2775	-13,2517	-3,9989
LN (RISCO)	-2,1766	-1,9864	-3,9989	-10,8648	-10,8322	-3,9989
LN (IPCA)	-10,0186	-10,0924	-3,9989	-16,1810	-28,5142	-3,9989
LN (SELIC)	-2,8953	-2,3766	-3,9989	-5,1868	-4,7875	-3,9989
LN (CÂMBIO)	-1,2399	-1,5068	-3,9989	-8,9357	-15,6556	-3,9989

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 8*.

Nota: a: Teste Dickey-Fuller aumentado; b: Teste de Philips-Peron; c: Valores críticos com 1% de significância.

Ambos os testes de raiz unitária indicaram que as variáveis em nível são não-estacionárias, com exceção do IPCA (estacionária em nível). Aplicando a primeira diferença, ambos os testes indicam que todas as variáveis não possuem raiz unitária e, portanto, são integradas de ordem 1 (estacionárias em primeira diferença). Dessa forma, pode-se prosseguir para a verificação de possível relação de longo prazo¹⁰ entre as variáveis (testes disponíveis no Anexo A).

5.2.2 Causalidade de Granger e testes de cointegração

O ordenamento das variáveis se deu através do teste de exogeneidade em bloco de Granger (*Causality/Block Exogeneity Wald Tests*), conforme apresentado no Anexo B. Nessa situação as variáveis são classificadas através do valor estatístico de Qui-Quadrado, sendo as variáveis mais exógenas (valores estatísticos menores) colocadas antes das variáveis mais endógenas (Silva, 2011). O ordenamento das variáveis ficou classificado da seguinte forma: Ibovespa (LNibov), Risco-País (LNrisco), Câmbio (LNcambio), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Taxa de Juros (LNselic). Esse ordenamento implica na descrição das variáveis de maior relevância para as de menor impacto sobre a variável dependente.

O procedimento de Johansen tem por base um modelo VAR, assim é necessário verificar o número de defasagens e a presença de termos determinísticos ou não para serem incluídos no modelo.

Quadro 5 - Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	3,465	3,543	3,497
1	-10,156	-9,693	-9,969
2	-11,527	-10,679*	-11,185*
3	-11,538*	-10,304	-11,040
4	-11,426	-9,806	-10,772
5	-11,362	-9,357	-10,552

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 8*

Nota: * Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério; AIC – Critério de informação de Akaike; SC – Critério de informação de Schwarz e HQ - Critério de informação Hannan-Quinn

¹⁰Embora uma das variáveis (IPCA) tenha sido estacionária em nível, Campbell e Perron (1991) argumentam que isso não resulta em problemas para a análise de longo prazo caso as demais variáveis sejam integradas de ordem 1.

No quadro 5, os critérios de Schwarz e Hannan-Quinn indicam que o número ideal é de duas defasagens, já o critério de Akaike indica três defasagens para o modelo (teste em Anexo B). Como os critérios indicaram número de defasagens diferentes a escolha foi realizada com base no mesmo número de defasagens indicada pela maioria critérios, nesse caso (SC e HQ) indicam duas defasagens.

Em conjunto, foi realizado o teste do traço e o teste de máximo-autovalor (*eigenvalue*), considerando 2 defasagens, proposto por Johansen e Juselius (1990) para determinar o número de integrações do modelo, observados no Quadro 6.

Quadro 6 – Teste do traço e Máximo Autovalor das séries para as variáveis macroeconômicas, janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Tendência de dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrático
Tipo do Teste	S/ Intercepto	C/ Intercepto	C/ Intercepto	C/ Intercepto	C/ Intercepto
	S/ Tendência	S/ Tendência	S/ Tendência	C/ Tendência	C/ Tendência
Traço	1	1	1	1	1
Máximo Autovalor	1	1	1	1	1

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 8*

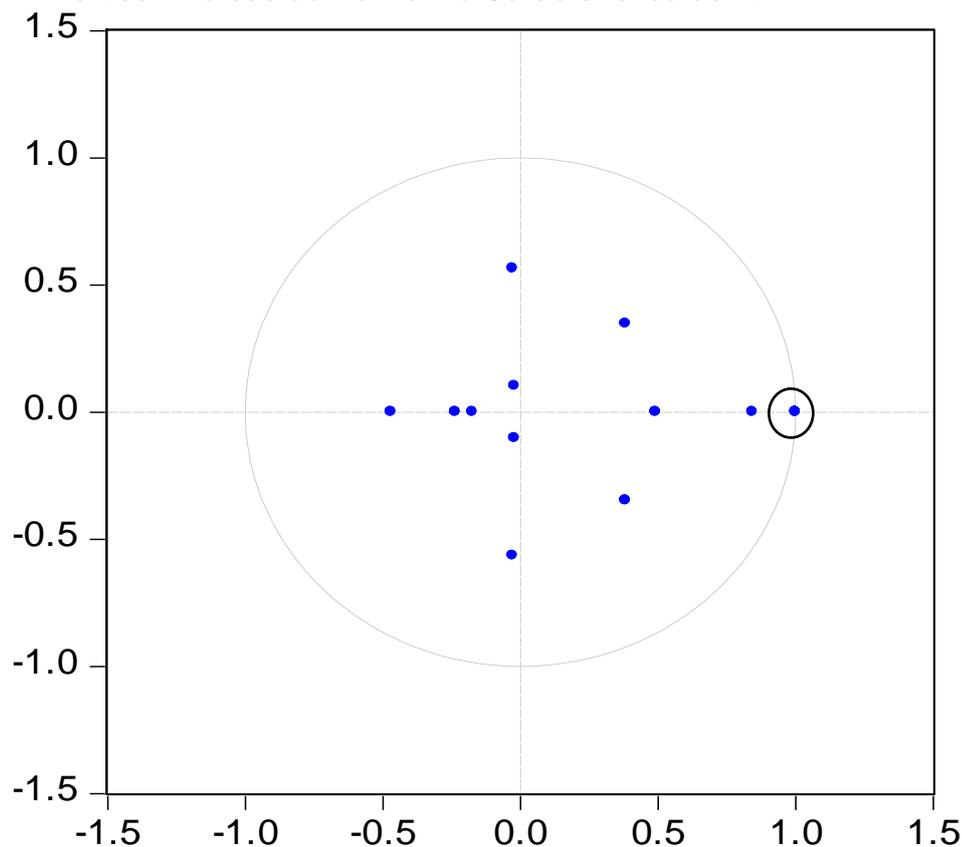
Ambos os testes sugerem a ocorrência de um vetor de cointegração no modelo, então prosseguiu-se para verificar qual modelo seria o mais indicado. Para isso, foram comparados os resultados dos modelos sem intercepto e sem tendência com o modelo de tendência linear e com intercepto, conforme os testes econométricos do Anexo B, assim como comparados os testes pós-estimação.

Além desse modelo, também foram testados, modelos com intercepto e sem tendência e modelos com tendência linear e intercepto com três *lags*, contudo, por motivos de comparação de resultados e testes pós-estimação o modelo foi descartado. Também foram testadas as variáveis Utilização da Capacidade Produtiva (UCI) e Nível de Produção Industrial para os dois modelos e com dois e três *lags*, a primeira não apresentou resultados significantes e a segunda não se ajustou-se bem ao modelo e por isso optou-se pela não utilização das mesmas.

Logo, para se seguir a análise, o modelo proposto foi o sem intercepto, sem tendência e com dois *lags*, pois foi o que melhor se ajustou em relação aos resultados dos trabalhos consultados para a economia brasileira e, principalmente, em relação aos testes pós-estimação. As variáveis selecionadas compreendem o período de 2000 a 2018, com 228 observações e periodicidade mensal.

O Polinômio Característico de Ar é um teste auxiliar para observar se o modelo atende a condição de estabilidade. Como pode ser visto na figura 11, a presença de um vetor de cointegração sugerido para o modelo é observada no limite do círculo e as demais raízes se encontram no interior do círculo unitário. Sendo assim, o modelo pode ser considerado estável.

Figura 11 - Raízes inversas do Polinômio Característico de Ar



Fonte: Resultados obtidos com o software *Eviews 8*

Testes adicionais indicaram a presença de heterocedasticidade e não-normalidade do modelo conforme observado no Anexo C. Como destaca Hill, Griffiths e Judge (2003) a heterocedasticidade pode ser encontrada em dados de corte transversal e também em dados de séries temporais, uma vez que a série temporal é formada por observações de uma unidade econômica ao longo do tempo, sendo possível que a variância se modifique.

Isso acontece quando um choque ou variação externa cria maior ou menor incerteza sobre a variável dependente, o que de fato é observado nas variáveis macroeconômicas brasileiras e em especial em longos períodos que contemplam

alterações na condução de políticas macroeconômicas. Além disso, como visto na seção 2.1, a adoção de regime de câmbio flutuante tem a desvantagem de deixar a economia mais vulnerável a choques externos. À medida que aumenta o tamanho da unidade econômica há maior incerteza associada aos resultados da variável dependente. Contudo, a heterocedasticidade não elimina as propriedades de inexistência de viés e consistência dos estimadores.

Com relação a não-normalidade do modelo, isso pode ser explicado em parte pela própria presença da heterocedasticidade e pela dificuldade de encontrar as variáveis macroeconômicas que melhor expliquem os movimentos do mercado acionário. O trabalho de Pilinkus (2009), ao analisar 40 diferentes variáveis macroeconômicas a fim de determinar quais variáveis no curto prazo influenciavam o índice do mercado de ações da Lituânia, evidencia a dificuldade em se trabalhar com dados macroeconômicos, uma vez que a inclusão de mais variáveis, mudança de periodicidade ou outros tipos de ajustes podem ocasionar diversos outros erros que acabam impossibilitando a estimação do modelo. A respeito da autocorrelação, o teste sugeriu ausência desse problema no modelo, como apresentado no Anexo B.

5.2.3 Análise de curto e longo prazo

No curto prazo, conforme disponível no Anexo C, as oscilações do Ibovespa do presente são influenciadas positivamente pelo próprio Ibovespa de dois meses atrás. Isso faz sentido quando se analisa uma série temporal financeira, visto que as séries financeiras carregam uma “memória financeira” e movimentos recentes tendem a influenciar nos resultados do momento presente.

As oscilações do Ibovespa também são influenciadas negativamente pelo IPCA de dois meses atrás, isso pode ser explicado dado as informações disponíveis quanto as prévias de inflação, de posse dessas informações os agentes econômicos podem ajustar suas expectativas e antecipar movimentos de realocação dos seus investimentos. Os demais parâmetros não apresentaram significância no curto prazo, considerando 10% de significância estatística.

Quadro 7 - Vetor de cointegração normalizado para a variável LNibov

LNibov	LNrisco	Lncambio	Lnipca	Lnselic
1	1.189	-3.520	6.419	-3.469
-	(1.088)	(-1.684)*	(8.840)*	(-1.589)

Fonte: Resultados obtidos com o software *Eviews 8*

Nota: A estatística entre parênteses relaciona-se ao desvio padrão do parâmetro estimado. Modelo sem intercepto e sem tendência, e com dois *lags* de diferença.

*Valores significativos a 10%.

Com base no vetor de cointegração estimado, apresentado no quadro 7, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa em relação a seus determinantes e interpretar os parâmetros na forma de elasticidade. Portanto, o valor de cada parâmetro representa o impacto percentual (%) no IBOV dado aumento em 1% das variáveis. Reparametrizando o vetor de cointegração normalizado, tem-se a Equação 2:

$$LNibov_t = -1.189 LNrisco_t + 3.520 Lncambio_t - 6.419 LNipca_t + 3.469 LNselic_t \quad (2)$$

A maioria dos resultados obtidos indicam uma convergência com resultados sugeridos pela teoria econômica. Os resultados são apresentados no Anexo C.

Observa-se no risco-país a presença de parâmetro negativo, sendo um resultado já esperado conforme encontrado por Santos (2009), entretanto o parâmetro não apresentou significância estatística. O resultado explica que o aumento do risco-país faz com que os agentes econômicos reduzam os investimentos no mercado acionário. Isso corrobora ao fato de que, com aumento do risco-país a taxa básica de juros pode ser elevada tornando os títulos da dívida pública e títulos de dívida privada mais atraentes por apresentarem menor volatilidade e conseqüentemente menor risco, portanto reduzindo a busca no mercado de ações. Mesmo que os juros não se elevem, a menor volatilidade e menor risco dos títulos podem atrair os investimentos, reduzindo a busca por ações, conforme o risco envolvido nessas ações se eleva. O Câmbio apresentou parâmetro positivo, resultado pertinente ao encontrado por Maysami, Howe e Hamzag (2004) onde verificou uma relação positiva entre a desvalorização cambial e o aumento do índice Ibovespa. Isto deve-se ao fato de que parte significativa das empresas que compõe o Ibovespa é produtora e exportadora de *commodities*, logo uma depreciação cambial aumenta as exportações caso a

demanda seja suficientemente elástica. Com a desvalorização cambial, aumenta-se a competitividade dessas empresas no mercado internacional, impactando positivamente no preço de seus ativos.

Verifica-se no Índice de Preços um parâmetro negativo, resultado pertinente ao encontrado por Adrangi, Chatrath e Sanvicente (2002), que utilizando-se das variáveis inflação, índice de produção industrial e preço das ações, constatou a relação negativa entre o mercado acionário e inflação. O trabalho também confirma a hipótese de Fama (1981), onde argumenta que a relação negativa entre inflação e o mercado acionário advém de uma transmissão envolvendo a atividade real da economia. Como destaca Silva (2011, p. 87), “esse efeito negativo justifica-se caso os efeitos esperados de uma política contracionista a fim de reduzir a inflação forem superiores ao ganho esperado decorrente do aumento de produção”.

Por fim, a taxa Selic apresentou parâmetro positivo. Contudo, pela análise do coeficiente de Pearson, esperava-se uma relação negativa entre taxa Selic e Ibovespa, dado que, aumentos na taxa de juros tornam os investimentos em renda fixa mais atraentes, isso poderia provocar uma migração do capital de renda variável para renda fixa. Entretanto, entendeu-se que na análise de Pearson a correlação é bivariada enquanto que o modelo econométrico utilizado apresenta relação multivariada, permitindo um controle por parte das demais variáveis em relação às influências da Selic no Ibov e conforme mostrou o teste de ordenamento, essa variável no conjunto seria a de menor poder de explicação das alterações no Ibovespa.

O resultado encontrado não apresentou significância estatística e diverge dos trabalhos citados a seguir, apresentando sinal positivo para o parâmetro. Entretanto a falta de significância é pertinente ao encontrado por Pimenta Junior e Higuchi (2008) que verificou uma influência não significativa estatisticamente entre variações na taxa de juros e retornos do Ibovespa. Os resultados de Silva (2011) também não se mostraram significativos para taxa de juros em relação ao Ibovespa, evidência também encontrada por Nunes; Costa Junior e Meurer (2005, p. 600) que atribui o resultado ao fato de que o “Banco Central não considera as informações contidas nas variações do mercado de ações em suas decisões sobre o direcionamento da taxa de juros”.

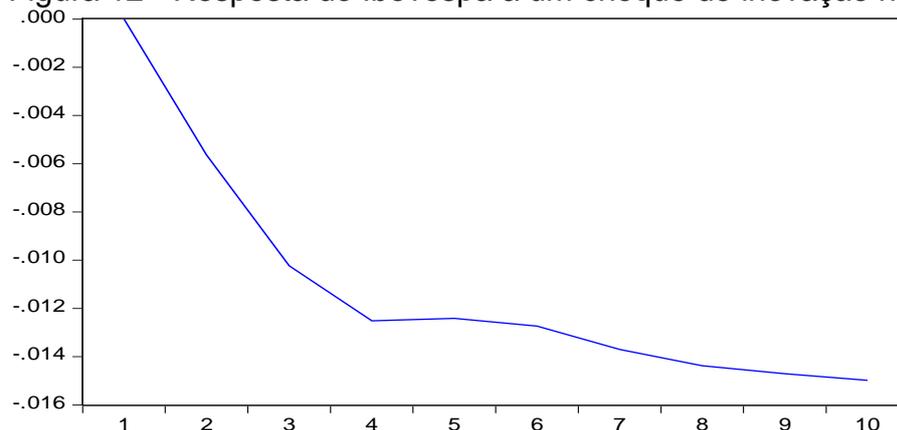
De modo geral os resultados de curto e longo prazos se mostraram pertinentes aos encontrados na literatura. Porém, o modelo econométrico tem limitações visto que

medidas importantes como as expectativas, fatores políticos internos e externos, guerras entre parceiros comerciais e outros fatores, também impactam sobre os movimentos da carteira teórica do Ibovespa, mas são de difícil mensuração e não foram captadas pelo modelo. Sendo assim, uma modelagem como apresentada pelo trabalho serve como um direcionamento para o possível comportamento do índice IBOV quando há mudanças nas variáveis macroeconômicas.

5.2.4 Análise da função Impulso Resposta

Para a análise da função impulso resposta foi utilizado um período de 10 meses após a ocorrência do choque a fim de verificar o comportamento das variáveis.

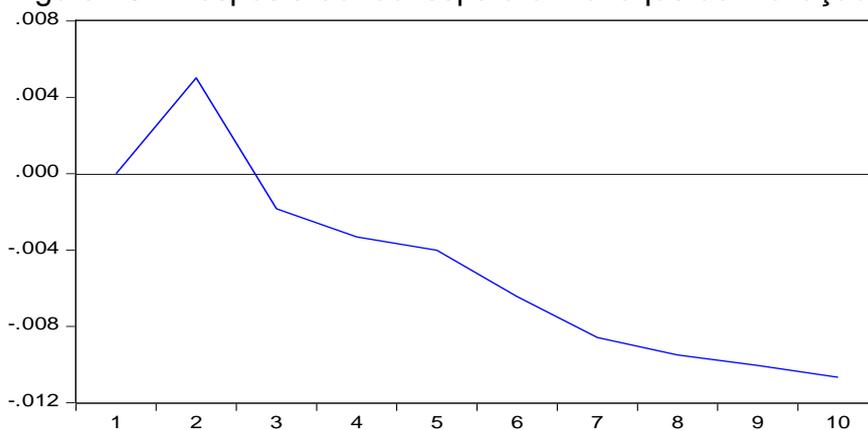
Figura 12 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no Risco



Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

A resposta a um choque inesperado inerente a um forte aumento do risco-país, conforme Figura 12, provoca inicialmente nos quatro primeiros meses uma queda total de 1.2 pontos percentuais no índice IBOV. Após esse período o efeito passa a ser bem menos expressivo chegando ao décimo mês com um impacto negativo total de aproximadamente 1.5 pontos percentuais. A mesma influência negativa dessa série foi observada também na análise da equação de longo prazo.

Figura 13 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no Câmbio

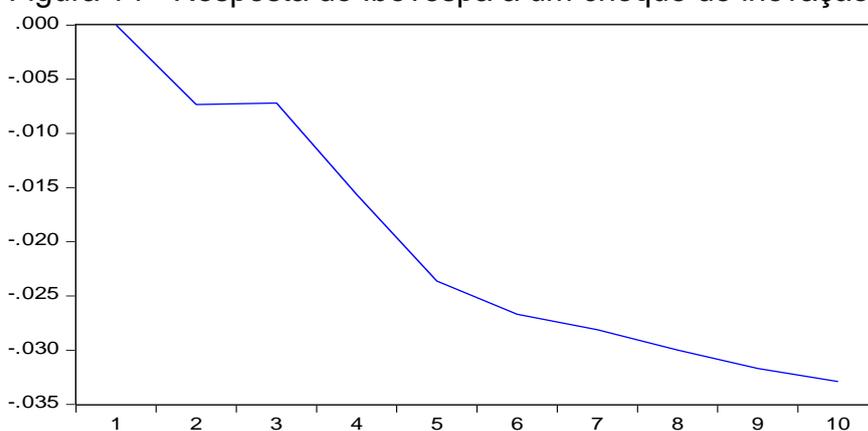


Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

A resposta a choque inesperado no câmbio, observado na Figura 13, causa em um primeiro momento impacto positivo de aproximadamente 0.5 ponto percentual. A partir do terceiro mês o impacto passa a ser negativo, atingindo um impacto total ao final do período próximo de 1.1 pontos percentuais.

Como destaca Silva (2011), esse movimento inicial positivo pode ser explicado pelo fato que uma depreciação cambial pode elevar a competitividade dos produtos domésticos no mercado internacional, aumentando o volume de exportações, melhorando os fluxos de receitas das empresas e impactando positivamente em seus ativos. Por outro lado, uma apreciação cambial tende a diminuir a competitividade das empresas internamente, além de tornar vantajosa a realização de lucros por parte dos investidores estrangeiros. Este comportamento pode explicar o movimento negativo a partir do terceiro mês, em que depreciações do câmbio podem desestimular a aplicação em ativos da bolsa de valores, reduzindo o Ibov.

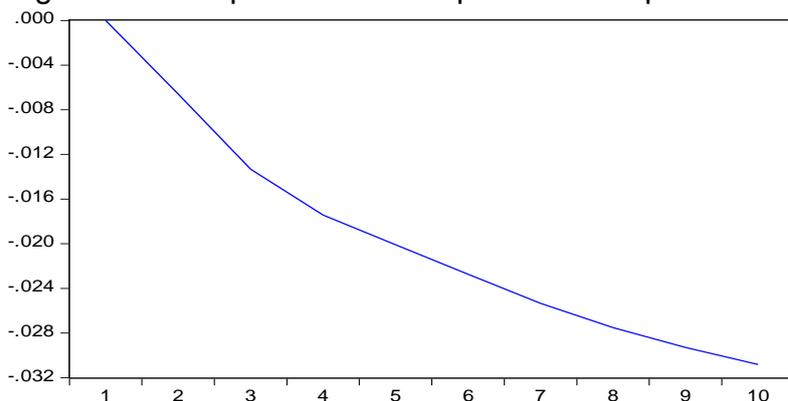
Figura 14 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no IPCA



Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

Com a variável IPCA, pela Figura 14, um choque inesperado provoca inicialmente uma queda de aproximadamente 0.08 ponto percentual, após o terceiro mês essa queda se acentua até o quinto mês onde atinge 0.25 ponto percentual. A partir do sexto mês permanece uma tendência de queda mais branda atingindo 0.33 ponto percentual ao final do período. Esse resultado corrobora com o encontrado na análise de longo prazo.

Figura 15 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação na Selic



Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

Finalizando a análise, observa-se na Figura 15 que um impacto inesperado na Selic causa uma queda mais acentuada até o terceiro período de aproximadamente 0.15 ponto percentual, e a partir do quarto período segue uma tendência de queda mais branda atingindo 0.31 ponto percentual ao final do período. Esse comportamento de impacto negativo no IBOV pode ser explicado dado que aumentos na taxa de juros tornam os investimentos em renda fixa mais atraentes, isso poderia provocar uma migração do capital de renda variável para renda fixa, reduzindo o Ibov. Entretanto a transferência e migração de investimentos não ocorre de forma instantânea, dado que volumosas quantias de capital são realocadas de forma gradual.

5.2.5 Decomposição da variância

A decomposição da variância complementa o teste de Impulso-Resposta. Por meio da Quadro 8, pode-se observar qual o peso de cada da variável na composição do índice Ibovespa.

Quadro 8 - Resultado da Decomposição da Variância

Período	S.E.	LNIBOV	LNRISCO	LNCAMBIO	LNIPCA	LNSELIC
1	0.068960	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.103342	98.55713	0.297373	0.235793	0.503266	0.406435
3	0.125841	96.89652	0.861297	0.180361	0.666039	1.395782
4	0.145983	94.33374	1.374579	0.185706	1.641953	2.464025
5	0.165697	91.47912	1.627675	0.202970	3.307536	3.382697
6	0.183996	88.86027	1.799142	0.287246	4.784625	4.268716
7	0.201172	86.49620	1.968858	0.422240	5.955658	5.157041
8	0.217795	84.36094	2.115633	0.550449	6.977440	5.995542
9	0.233894	82.45599	2.229687	0.661769	7.886305	6.766245
10	0.249376	80.75645	2.322497	0.765172	8.677658	7.478220

Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

Nota-se, que no primeiro período o IPCA e Selic impactam mais fortemente o Ibovespa quando comparado ao Risco e Câmbio. Ainda assim, a maior parte das oscilações do IBOV pode ser explicada pelo próprio Ibovespa, e outras variáveis que não foram contempladas pelo modelo até o quarto período. À medida que avançam os períodos, observa-se que a situação é mais balanceada, de modo que as variáveis passam a apresentar impactos com peso mais semelhante sobre o Ibovespa, com exceção do câmbio. Mesmo assim, no último período verifica-se que Risco e Câmbio não alcançam o peso que IPCA e Selic adquirem, que respondem juntos a aproximadamente 15% da composição do Índice Ibovespa.

Fazendo um comparativo entre os resultados de Curto e Longo prazo, Impulso-Resposta e Decomposição da Variância, verificou-se, no longo prazo, que IPCA e Câmbio apresentaram parâmetros significativos e influenciam mais fortemente sobre as oscilações do Ibovespa. Para Curto prazo, Impulso-Resposta e Decomposição da Variância observou-se um comportamento similar em termos de magnitude de influência sobre o IBOV. As variáveis Câmbio e Risco apresentaram influência mais fraca em ambas as análises, enquanto que Selic e IPCA se mostraram com maior relevância no médio prazo. Além disso, ressalta-se que as oscilações Ibovespa podem ser explicadas pelo próprio Ibovespa e por outras variáveis não contempladas.

Todos estes resultados podem sugerir que no curtíssimo prazo as variáveis de modo geral não impactam de forma significativa no IBOV, contudo, no decorrer dos períodos subsequentes, as expectativas são revistas e os agentes econômicos tendem a realocar suas posições. Logo, interpretou-se que os choques iniciais e mudanças no curto prazo levam um tempo para serem absorvidos pelo IBOV, como também observado nos testes econométricos iniciais que indicaram a presença da

relação de longo prazo, evidenciando que o modelo VEC utilizado no trabalho foi o mais adequado a este conjunto de variáveis.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou analisar a influência das variáveis macroeconômicas Risco País, Taxa de Câmbio, IPCA e Selic sobre o Ibovespa.

Para isso, os três primeiros capítulos enfatizaram elementos da teoria econômica, com a finalidade de criar a base teórica para construção do modelo econométrico. Sendo assim, foi possível selecionar as variáveis macroeconômicas para serem analisadas historicamente. O risco-país, o câmbio, o IPCA e a Selic pareceram se destacar nos argumentos teóricos sobre influências no Ibovespa.

A partir disso, testou-se o conjunto dessas variáveis para uma análise pelo mecanismo de correção de erros (VEC), por meio dos testes de Cointegração de Johansen, Teste do Traço e Máximo Autovalor, uma vez que foi sugerida a estacionariedade em primeira diferença das variáveis. Ao observar indicação de cointegração, seguiu-se para as análises de curto e longo prazos, além da Função Impulso-Resposta e a decomposição da variância.

O resultado do Coeficiente de Pearson apresentou uma forte correlação negativa entre Selic e Ibov, resultado pertinente ao encontrado na literatura para uma relação bivariada. As estimativas do VEC indicaram que as informações representadas pelas variáveis macroeconômicas apresentam relação de curto e longo prazo com o mercado de ações do Brasil. No curto prazo, apenas o próprio Ibov e o IPCA, ambos na segunda defasagem, foram estatisticamente significativos no impacto sobre o Ibovespa. No longo prazo, as variáveis Taxa de Câmbio e IPCA mostraram-se significativos a 10%, enquanto Taxa Selic e Risco Brasil não apresentaram parâmetros significativos, mas os resultados foram pertinentes ao entrado na literatura.

Os resultados da análise de Impulso-Resposta mostraram que na presença de choques exógenos as variáveis IPCA e Selic parecem apresentar maior relevância no longo prazo. Já as variáveis Câmbio e Risco na presença de choque inesperado impactaram de maneira expressiva no curtíssimo prazo. Esse fato é constatado na análise de decomposição da variância que evidencia o maior impacto de câmbio e risco logo após o choque, enquanto IPCA e Selic exercem um impacto maior ao passar um tempo após o choque.

Os resultados das análises de curto prazo evidenciaram que as oscilações do IBOV são explicadas pela própria variável e pelo IPCA em defasagem, enquanto a

existência de relação de longo prazo constatada no modelo VEC indicou que no longo prazo o conjunto das variáveis selecionadas parece se adequar melhor para explicar o comportamento do Ibovespa.

Ressalta-se que em geral os resultados encontrados no presente trabalho corroboram aos trabalhos de outros pesquisadores. Contudo, um diferencial desta pesquisa foi apresentar uma análise de maneira mais completa, passando pelo coeficiente de Pearson, relações de curto prazo, longo prazo, função impulso-resposta e decomposição variância. Houve também a preocupação em apresentar os testes realizados e mencionar os modelos testados. Dessa maneira, espera-se que este estudo consiga contribuir para a literatura do tema, agregando para discussões presentes e para trabalhos futuros.

REFERÊNCIAS

ADRANGI, B.; CHATRATH, A.; SANVICENTE, A. Z. Inflation, Output, And Stock Prices: Evidence From Brazil. **The Journal of Applied Business Research**, vol. 18, n. 1, 2002, p. 61-77.

ALMEIDA, M.; FONTES, R.; ARBEX, M. A. Retrospectiva dos regimes cambiais brasileiros com ênfase em bandas de câmbio. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 21, n. 1, p.7-43, 2000. Disponível em: <<https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaio/article/download/1959/2338>>. Acesso em: 26 out. 2018.

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 10. Ed. São Paulo: Atlas, 2011.
BARBOZA, Ricardo de Menezes. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, [s.l.], v. 35, n. 1, p.133-155, mar. 2015. Disponível em: <<Http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572015v35n01a08>>. Acesso em: 29 out. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB), **Home Page**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/Pec/metast/TabelaMetaseResultados.pdf>> Acesso em: 15 abr. 2019.

_____. **Regime de Metas para a Inflação no Brasil**. Série Perguntas Mais Frequentes. Disponível em: <http://cursojb.com.br/pluginfile.php/11403/mod_resource/content/1/ECO%20-%20Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil%20%282016%29.pdf> Acesso em: 26 nov. 2018.

BEGG, D. The Rational Expectations Revolution. **Economic Outlook**, [s.l.], v. 6, n. 9, p.23-30, jun. 1982. <Http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0319.1982.tb00817.x>

BERNAL-MEZA, Raúl. A política exterior do Brasil: 1990-2002. **Revista Brasileira de Política Internacional**, [s.l.], v. 45, n. 1, p.36-71, jun. 2002. <Http://dx.doi.org/10.1590/s0034-73292002000100002>.

BM&FBOVESPA S.A. **Formulário de Referência 2016**. Disponível em: <https://ri.b3.com.br/ptb/3234/FRE%202016%20V19%20-%20BMFBOVESPA_AGOE_Guidance.pdf>. Acesso em: 30 set. 2019.

BORÇA JUNIOR, G.R.; TORRES FILHO, E.T. Analisando a crise do *subprime*. **Revista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social**, v.15, n.30, p.129-159, dez. 2008.

BRASÍLIA. Departamento de Relacionamento Com Investidores e Estudos Especiais (gerin). Banco Central do Brasil (Org.). **Regime de Metas de Inflação**. 2016. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2010-Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em: 11 out. 2018.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; GOMES, C. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. In: OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de; SOBREIRA, Rogério. **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: FGV, 2009. Cap. 1. p. 21-51. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2007/07.04.Metas_Inflacao-Cleomar-livro.Mar.22.pdf>. Acesso em: 29 out. 2018.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. **NBER Macroeconomics Annual**, MIT Press, v. 6, p. 141-220, 1991.

CARDOSO, E. A inflação no Brasil. In: MOURA, A. R.. **PAEG e Real: dois planos que mudaram a economia brasileira**. Rio de Janeiro: FGV Editora, p. 95-140, 2007. Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/elianainfl.pdf>>. Acesso em: 19 out. 2019.

CARNEIRO, F. G. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: Departamento de Economia, UnB, 1997. (Série Textos Didáticos, n. 20).

CARVALHO, A.G., Ascensão e Declínio do Mercado de Capitais no Brasil – A Experiência dos Anos 90, **Documento de trabalho**, Rio de Janeiro, 2000.

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

COLOMBO, J. A.; BAMPI, R.E; BESSARIA, C. N. Mudanças nas expectativas macroeconômicas afetam a política de dividendos das empresas de capital aberto? Uma análise de cointegração e causalidade de Granger. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38, 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2010.

CURADO, M. Por que o governo Dilma não pode ser classificado como novo-desenvolvimentista? **Revista de Economia Política**, [s.l.], v. 37, n. 1, p.130-146, mar. 2017. <http://dx.doi.org/10.1590/0101-31572016v37n01a07>.

_____. OREIRO, J. L. Metas de inflação: uma avaliação do caso brasileiro. **Indicadores Econômicos Fee**, Porto Alegre, v. 33, n. 2, p.127-146, set. 2005. Disponível em: <<https://revistas.dee.spqg.rs.gov.br/index.php/indicadores/article/view/1121/1452>>. Acesso em: 26 jun. 2019.

CVM. **O mercado de valores mobiliários brasileiro** / Comissão de Valores Mobiliários. 3. ed. Rio de Janeiro: Comissão de Valores Mobiliários, 2014. 376p. : il. Disponível em: <<https://www.investidor.gov.br/portaldoinvestidor/export/sites/portaldoinvestidor/publicacao/Livro/LivroTOP-CVM.pdf>>. Acesso em 26 jun. 2019.

DILLARD, D. **A teoria econômica de John Maynard Keynes**. São Paulo. Livraria Pioneira. 6º Edição 1989.

ECONOMÁTICA: banco de dados. Disponível em: < <http://economica.com/> >. Acesso em: 26 set. 2019.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons 1995.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. **American Economic Review**, n. 71, v. 4, p. 545–565, 1981.

FIGUEREDO FILHO, D. B.; SILVA JÚNIOR, J. A da. Desvendando os Mistérios do Coeficiente de Correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, Pernambuco, v. 18, n. 1, p.115-146, jan. 2009. Disponível em: <<https://periodicos.ufpe.br/revistas/politicahoje/article/viewFile/3852/3156>>. Acesso em: 06 ago. 2019.

FISHER, I. **A teoria do Juro**. São Paulo. Nova Cultura 1986.

FRANKEL, J. A. Quantificação da Mobilidade Internacional de Capital nos anos 80. In: BERNHEIM, B. Douglas; SHOVEN, John B. **Economia Nacional e Desempenho Econômico**. Chicago: University of Chicago Press, 1991. p. 227-270. Disponível em: <<https://www.nber.org/chapters/c5993.pdf>>. Acesso em: 26 jun. 2019.

FRANZEN, A. et al. Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. **Estudos Econômicos**. São Paulo, [s.l.], v. 39, n. 2, p.301-328, jun. 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/s0101-41612009000200003>>. Acesso em: 28 out. 2018.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. TAXA DE JUROS, RISCO CAMBIAL E RISCO BRASIL. **Pesquisa e Planejamento Econômico PPE**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, p.253-297, ago. 2003. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3378/3/PPE_v33_n02_Taxa.pdf>. Acesso em: 26 jun. 2019.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, n. 3, 1986.

GRÔPPO, G. de S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, [s.l.], v. 46, n. , p.72-85, dez. 2006. FapUNIFESP . <http://dx.doi.org/10.1590/s0034-75902006000500006>.

_____. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-06012005-165535/pt-br.php>>. Acesso em: 07 ago. 2019.

GUIMARÃES, P. M. **Uma análise de Cointegração para os contratos de Soja: A verificação das relações de longo prazo**. 2013. 27 f. Monografia (Especialização) - Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2013.

HERSCOVICI, A. Keynes e o conceito de capital: reflexões epistemológicas a respeito das premissas sraffianas da teoria geral. **Revista de Economia Política**, [s.l.], v. 33, n. 3, p.486-504, set. 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/s0101-31572013000300007>.

HILL, RC.; GRIFFITHS, W.E & JUDGE, G.G. **Econometria**, 2ª edição Editora Saraiva, São Paulo, 2003.

IPEADATA. Dados macroeconômicos e regionais. **Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em 20 out. 2019.

JOHANSEN, S. Statistic alanalysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

_____. JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-219, 1990.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**; tradução de Mário R. da Cruz; revisão técnica de Cláudio Roberto Contador. São Paulo: Atlas, 1982.

KOHLSCHEEN, E. Uma nota sobre erros de previsão da inflação de curto-prazo. **Revista Brasileira de Economia**, [s.l.], v. 66, n. 3, p.289-297, set. 2012. [Http://dx.doi.org/10.1590/s0034-71402012000300002](http://dx.doi.org/10.1590/s0034-71402012000300002).

LAMEIRA, V. de J. Uma revisão sobre a economia brasileira e o mercado financeiro após o Plano Real: as mudanças e a evolução do mercado de capitais entre 1995 e 2002. **Revista Contabilidade & Finanças**, [s.l.], v. 15, n. 35, p.96-110, maio/ago. 2004. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/s1519-70772004000200008>>. Acesso em: 28 out. 2018.

MAIA, P. R. B. **ANÁLISE COMPARATIVA DA PREVISÃO DE DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA INDUSTRIAL NO PERÍODO PÓS – CRISE: UMA APLICAÇÃO DOS MODELOS VAR E BVAR**. 2011. 75 f. Tese (Doutorado) - Curso de Engenharia Elétrica, Puc-rio, Rio de Janeiro, 2011.

MAYSAMI, R.C.; HOWE, L.C.; HAMZAG, M.A. Relationship between macroeconomics variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. **Journal Pengurusan**, v. 24, n. 2, p. 47-77, 2004.

MELO, A. S. de. **O BRASIL, A DEPENDÊNCIA E O FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL: PERSPECTIVA CRÍTICA À LUZ DAS CARTAS DE INTENÇÕES DO GOVERNO DE LUIZ INÁCIO LULA DA SILVA**. 2006. 202 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Direito, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary policy regimes). Any views expressed in this paper are those of the author only and not those of Columbia University or the National Bureau of Economic Research. **Journal Of Monetary Economics**, [s.l.], v. 43, n. 3, p.579-605, jun. 1999. Elsevier BV. [http://dx.doi.org/10.1016/s0304-3932\(99\)00006-9](http://dx.doi.org/10.1016/s0304-3932(99)00006-9).

MODENESI, A. de M. **Regimes monetários: teoria e a experiência do real – Barueri: Manole, 2005.**

MUTH, J.F. **Rational expectations and the theory of price movements**. In: LUCAS, R. & SARGENT, T. (eds.). *Rational expectation and econometric practice*. Mineápolis, The University of Minnesota Press, 1981.

NEVES, A. L.; OREIRO, J. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. **Ensaio Fee**, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p.101-132, jun. 2008. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/aparte/pdfs/oreiro_neves_2008_fee.pdf>. Acesso em: 26 jun. 2019.

NUNES, M.; SILVA, da S. Política Monetária e Relação entre PIB Real e Mercado de Ações na Economia Brasileira. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, V. 33, N. 1 p. 215-230, jun. 2005

NUNES, M. S.; COSTA JUNIOR, N. C. A. da; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, [s.l.], v. 59, n. 4, p.585-607, dez. 2005. FapUNIFESP. <http://dx.doi.org/10.1590/s0034-71402005000400004>.

_____. COSTA JUNIOR, N. C. A. da; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, “risco Brasil” e retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 3, p.26-42, 2003. Disponível em: <<http://www.spell.org.br/documentos/ver/25640/co-integracao-e-causalidade-entre-variaveis-macroeconomicas----risco-brasil---e-retornos-no-mercado-de-acoes-brasileiro>>. Acesso em: 26 jun. 2019.

LEITE, H. de P. **Introdução a administração financeira**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1994.

PAULA, T. B. de. John H. Welch, *Capital Markets in the Development Process: The Case of Brazil* (Basingstoke. **Journal Of Latin American Studies**, [s.l.], v. 25, n. 3, p.677-678, out. 1993. Cambridge University Press (CUP). <http://dx.doi.org/10.1017/s0022216x0000688x>.

PILINKUS, D. Stock Market and macroeconomic variables: evidences from Lithuania. **Economics & Management**, n. 14, 2009.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o ibovespa: um estudo da relação de causalidade. **Read - Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v. 14, n. 2, p.296-315, maio 2008. Disponível em: <<https://www.redalyc.org/pdf/4011/401137460003.pdf>>. Acesso em: 06 ago. 2019.

PINTO, T. dos S. "O apagão energético de 2001". **Brasil Escola**. Disponível em: <<https://brasilecola.uol.com.br/historiab/apagao.htm>>. Acesso em 22 out. 2019.

POSER, N.; ROTH, A. **Pesquisa preliminar do mercado de capitais brasileiro**. Banco Central do Brasil, 1965.

PRATES, D. M.; FARHI, M. **A crise financeira internacional, o grau de investimento e a taxa de câmbio do real**. Texto para Discussão n. 164, IE/UNICAMP jun. 2009.

ROSSI, J. W. A estrutura a termo da taxa de juros: uma síntese. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 3, p. 521–548, 1996.

SANTOS, A. G. Q. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro**: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos. 2009. 89f. Dissertação (Mestrado em economia) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.

SARGENT, T. (eds.) **Rational expectation and econometric practice**. Mineápolis, The University of Minnesota Press, 1981.

SILVA, F. M. da. **Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. 2011. 141 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Administração, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

SIMS, C. **Macroeconomic and Reality**. *Econometrica*, v. 48, n.1, p. 1-48, 1980.

SOUSA, L. A. de. **O Mercado de Capitais Brasileiro no período 1987-97**. Tese de Doutorado, Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1998.

SOUZA, F. E. P. de. Sem medo de flutuar? O regime cambial brasileiro pós-1998. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, [s.l.], v. 35, n. 3, p.519-545, set. 2005. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/s0101-41612005000300005>.

THUIN, A. E. I. de. **RECONSTRUÇÃO DO CASO NAHAS E A QUEBRA DA BOLSA DE VALORES DO RIO DE JANEIRO EM 1989**. 2013. 48 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Puc-rio, Rio de Janeiro, 2013.

WAWRZENIAK, D. Como se calcula a Inflação. **Bussola do Investidor**, Belo Horizonte, 28 jun. 2013. Disponível em: <<https://www.bussoladoinvestidor.com.br/como-se-calcula-a-inflacao/>>. Acesso em: 22 out. 2019.

ZIMNOCH, G. **Relação entre a taxa Selic e o índice Bovespa**. Porto Alegre, 2012, p. 42. TCE (Especialização) - Curso de Especialização em Finanças, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012. Disponível em: <<https://lume.ufrgs.br/handle/10183/83565>>. Acesso em: 28 out. 2018.

ANEXOS

ANEXO A – TESTE DE DICKEY-FULLER E PHILLIPS PERRON (EM NÍVEL)

Null Hypothesis: LNIBOV has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.600239	0.7902
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIBOV)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:39

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIBOV(-1)	-0.022671	0.014168	-1.600239	0.1110
C	0.226465	0.137002	1.653002	0.0997
@TREND("1")	0.000177	0.000134	1.326164	0.1861
R-squared	0.011311	Mean dependent var		0.007399
Adjusted R-squared	0.002483	S.D. dependent var		0.071012
S.E. of regression	0.070924	Akaike info criterion		-2.441295
Sum squared resid	1.126760	Schwarz criterion		-2.396032
Log likelihood	280.0870	Hannan-Quinn criter.		-2.423031
F-statistic	1.281304	Durbin-Watson stat		1.738443
Prob(F-statistic)	0.279702			

Null Hypothesis: LNRISCO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.176642	0.4998
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNRISCO)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:44

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRISCO(-1)	-0.030166	0.013859	-2.176642	0.0306
D(LNRISCO(-1))	0.323834	0.063618	5.090313	0.0000
C	0.188755	0.091189	2.069937	0.0396
@TREND("1")	-0.000136	0.000128	-1.058987	0.2908
R-squared	0.114811	Mean dependent var		-0.004242
Adjusted R-squared	0.102849	S.D. dependent var		0.102659
S.E. of regression	0.097237	Akaike info criterion		-1.805792
Sum squared resid	2.099015	Schwarz criterion		-1.745251
Log likelihood	208.0545	Hannan-Quinn criter.		-1.781360
F-statistic	9.597925	Durbin-Watson stat		1.982170
Prob(F-statistic)	0.000006			

Null Hypothesis: LNIPCA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.01864	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999365	
5% level	-3.429923	
10% level	-3.138502	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIPCA)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:45

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 225 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIPCA(-1)	-0.575838	0.057477	-10.01864	0.0000
C	-0.423358	0.103426	-4.093361	0.0001
@TREND("1")	-0.000715	0.000717	-0.998069	0.3193
R-squared	0.311359	Mean dependent var		0.010409
Adjusted R-squared	0.305155	S.D. dependent var		0.844599
S.E. of regression	0.704035	Akaike info criterion		2.149267
Sum squared resid	110.0378	Schwarz criterion		2.194815
Log likelihood	-238.7925	Hannan-Quinn criter.		2.167650
F-statistic	50.18702	Durbin-Watson stat		1.961663
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LNSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.895323	0.1661
Test critical values: 1% level	-3.999740	
5% level	-3.430104	
10% level	-3.138608	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNSELIC)
 Method: Least Squares
 Date: 10/08/19 Time: 17:46
 Sample (adjusted): 6 228
 Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNSELIC(-1)	-0.017557	0.006064	-2.895323	0.0042
D(LNSELIC(-1))	0.681363	0.064616	10.54478	0.0000
D(LNSELIC(-2))	0.132221	0.077944	1.696372	0.0913
D(LNSELIC(-3))	0.245973	0.078057	3.151221	0.0019
D(LNSELIC(-4))	-0.248691	0.066117	-3.761406	0.0002
C	0.052297	0.018293	2.858831	0.0047
@TREND("1")	-7.43E-05	3.02E-05	-2.461156	0.0146
R-squared	0.689205	Mean dependent var	-0.004763	
Adjusted R-squared	0.680571	S.D. dependent var	0.033401	
S.E. of regression	0.018878	Akaike info criterion	-5.070773	
Sum squared resid	0.076976	Schwarz criterion	-4.963822	
Log likelihood	572.3912	Hannan-Quinn criter.	-5.027598	
F-statistic	79.83184	Durbin-Watson stat	1.946574	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LNCAMBIO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.239981	0.8992
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNCAMBIO)
 Method: Least Squares
 Date: 10/08/19 Time: 17:47
 Sample (adjusted): 2 228
 Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN CAMBIO(-1)	-0.016479	0.013290	-1.239981	0.2163
C	0.012879	0.011840	1.087797	0.2779
@TREND("1")	4.25E-05	5.31E-05	0.801281	0.4238
R-squared	0.007724	Mean dependent var		0.003372
Adjusted R-squared	-0.001136	S.D. dependent var		0.050038
S.E. of regression	0.050066	Akaike info criterion		-3.137823
Sum squared resid	0.561479	Schwarz criterion		-3.092559
Log likelihood	359.1429	Hannan-Quinn criter.		-3.119558
F-statistic	0.871778	Durbin-Watson stat		2.058693
Prob(F-statistic)	0.419621			

Teste de Phillips Perron

Null Hypothesis: LNIBOV has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.753584	0.7239
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Residual variance (no correction)	0.004964
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.005964

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNIBOV)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:48

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIBOV(-1)	-0.022671	0.014168	-1.600239	0.1110
C	0.226465	0.137002	1.653002	0.0997
@TREND("1")	0.000177	0.000134	1.326164	0.1861
R-squared	0.011311	Mean dependent var		0.007399
Adjusted R-squared	0.002483	S.D. dependent var		0.071012
S.E. of regression	0.070924	Akaike info criterion		-2.441295
Sum squared resid	1.126760	Schwarz criterion		-2.396032
Log likelihood	280.0870	Hannan-Quinn criter.		-2.423031
F-statistic	1.281304	Durbin-Watson stat		1.738443
Prob(F-statistic)	0.279702			

Null Hypothesis: LNRISCO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.986456	0.6052
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Residual variance (no correction)	0.010329
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016737

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNRISCO)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:52

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRISCO(-1)	-0.021950	0.014483	-1.515597	0.1310
C	0.132489	0.095223	1.391355	0.1655
@TREND("1")	-7.44E-05	0.000134	-0.555312	0.5792
R-squared	0.011350	Mean dependent var		-0.004155
Adjusted R-squared	0.002523	S.D. dependent var		0.102440
S.E. of regression	0.102311	Akaike info criterion		-1.708472
Sum squared resid	2.344728	Schwarz criterion		-1.663208
Log likelihood	196.9116	Hannan-Quinn criter.		-1.690207
F-statistic	1.285813	Durbin-Watson stat		1.368114
Prob(F-statistic)	0.278458			

Null Hypothesis: LNIPCA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.09249	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999365	
5% level	-3.429923	
10% level	-3.138502	

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

Residual variance (no correction)	0.489057
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.514143

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNIPCA)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:53

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 225 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIPCA(-1)	-0.575838	0.057477	-10.01864	0.0000
C	-0.423358	0.103426	-4.093361	0.0001
@TREND("1")	-0.000715	0.000717	-0.998069	0.3193
R-squared	0.311359	Mean dependent var		0.010409
Adjusted R-squared	0.305155	S.D. dependent var		0.844599
S.E. of regression	0.704035	Akaike info criterion		2.149267
Sum squared resid	110.0378	Schwarz criterion		2.194815
Log likelihood	-238.7925	Hannan-Quinn criter.		2.167650
F-statistic	50.18702	Durbin-Watson stat		1.961663
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: LNSELIC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.376608	0.3908
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Residual variance (no correction)	0.001083
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.005746

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNSELIC)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:53

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNSELIC(-1)	-0.007814	0.009602	-0.813739	0.4167
C	0.022342	0.028973	0.771127	0.4414
@TREND("1")	-6.35E-05	4.98E-05	-1.273909	0.2040
R-squared	0.007351	Mean dependent var		-0.004779
Adjusted R-squared	-0.001512	S.D. dependent var		0.033109
S.E. of regression	0.033134	Akaike info criterion		-3.963376
Sum squared resid	0.245923	Schwarz criterion		-3.918112
Log likelihood	452.8432	Hannan-Quinn criter.		-3.945112
F-statistic	0.829422	Durbin-Watson stat		0.400179
Prob(F-statistic)	0.437637			

Null Hypothesis: LNCAMBIO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.506851	0.8247
Test critical values: 1% level	-3.998997	
5% level	-3.429745	
10% level	-3.138397	

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

Residual variance (no correction)	0.002473
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003299

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNCAMBIO)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:54

Sample (adjusted): 2 228

Included observations: 227 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCAMBIO(-1)	-0.016479	0.013290	-1.239981	0.2163
C	0.012879	0.011840	1.087797	0.2779
@TREND("1")	4.25E-05	5.31E-05	0.801281	0.4238
R-squared	0.007724	Mean dependent var		0.003372
Adjusted R-squared	-0.001136	S.D. dependent var		0.050038
S.E. of regression	0.050066	Akaike info criterion		-3.137823
Sum squared resid	0.561479	Schwarz criterion		-3.092559
Log likelihood	359.1429	Hannan-Quinn criter.		-3.119558
F-statistic	0.871778	Durbin-Watson stat		2.058693
Prob(F-statistic)	0.419621			

Teste de Dickey-Fuller e Phillips Perron (com 1 diferença)**Null Hypothesis: D(LNIBOV) has a unit root**

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.27757	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIBOV,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:55

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIBOV(-1))	-0.881304	0.066375	-13.27757	0.0000
C	0.005656	0.009531	0.593372	0.5535
@TREND("1")	4.83E-06	7.22E-05	0.066918	0.9467
R-squared	0.441521	Mean dependent var		-0.000411
Adjusted R-squared	0.436512	S.D. dependent var		0.094368
S.E. of regression	0.070838	Akaike info criterion		-2.443652
Sum squared resid	1.119024	Schwarz criterion		-2.398247
Log likelihood	279.1327	Hannan-Quinn criter.		-2.425328
F-statistic	88.14925	Durbin-Watson stat		1.981299
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNRISCO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.86483	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNRISCO,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:55

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNRISCO(-1))	-0.692248	0.063715	-10.86483	0.0000
C	-0.007677	0.013190	-0.582055	0.5611
@TREND("1")	4.15E-05	0.000100	0.415385	0.6783
R-squared	0.346134	Mean dependent var		5.24E-05
Adjusted R-squared	0.340269	S.D. dependent var		0.120714
S.E. of regression	0.098048	Akaike info criterion		-1.793525
Sum squared resid	2.143810	Schwarz criterion		-1.748119
Log likelihood	205.6683	Hannan-Quinn criter.		-1.775201
F-statistic	59.02411	Durbin-Watson stat		1.969579
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNIPCA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.18106	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.000122	
5% level	-3.430289	
10% level	-3.138717	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNIPCA,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:56

Sample (adjusted): 4 228

Included observations: 221 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIPCA(-1))	-1.598227	0.098771	-16.18106	0.0000
D(LNIPCA(-1),2)	0.282019	0.062537	4.509620	0.0000
C	0.033090	0.104096	0.317884	0.7509
@TREND("1")	-0.000226	0.000787	-0.286610	0.7747
R-squared	0.665923	Mean dependent var		-0.016130
Adjusted R-squared	0.661304	S.D. dependent var		1.317753
S.E. of regression	0.766900	Akaike info criterion		2.325014
Sum squared resid	127.6255	Schwarz criterion		2.386519
Log likelihood	-252.9140	Hannan-Quinn criter.		2.349848
F-statistic	144.1837	Durbin-Watson stat		2.122778
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNSELIC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.186866	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.999740	
5% level	-3.430104	
10% level	-3.138608	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNSELIC,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:57

Sample (adjusted): 6 228

Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNSELIC(-1))	-0.227543	0.043869	-5.186866	0.0000

D(LNSELIC(-1),2)	-0.059070	0.068181	-0.866366	0.3872
D(LNSELIC(-2),2)	0.068912	0.067420	1.022130	0.3079
D(LNSELIC(-3),2)	0.300689	0.064704	4.647153	0.0000
C	-0.000128	0.002649	-0.048175	0.9616
@TREND("1")	-8.09E-06	2.00E-05	-0.403810	0.6867
<hr/>				
R-squared	0.192323	Mean dependent var	2.55E-05	
Adjusted R-squared	0.173713	S.D. dependent var	0.021118	
S.E. of regression	0.019196	Akaike info criterion	-5.041666	
Sum squared resid	0.079964	Schwarz criterion	-4.949994	
Log likelihood	568.1458	Hannan-Quinn criter.	-5.004659	
F-statistic	10.33433	Durbin-Watson stat	1.963918	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNCAMBIO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.935765	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999365	
5% level	-3.429923	
10% level	-3.138502	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNCAMBIO,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:58

Sample (adjusted): 4 228

Included observations: 225 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCAMBIO(-1))	-0.852608	0.095415	-8.935765	0.0000
D(LNCAMBIO(-1),2)	-0.180434	0.066192	-2.725919	0.0069
C	0.001201	0.006736	0.178271	0.8587
@TREND("1")	1.63E-05	5.10E-05	0.319160	0.7499
<hr/>				
R-squared	0.535773	Mean dependent var	6.68E-05	
Adjusted R-squared	0.529472	S.D. dependent var	0.072429	
S.E. of regression	0.049682	Akaike info criterion	-3.148712	
Sum squared resid	0.545505	Schwarz criterion	-3.087981	
Log likelihood	358.2301	Hannan-Quinn criter.	-3.124200	
F-statistic	85.02016	Durbin-Watson stat	2.014616	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNIBOV) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. T-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-13.25172	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Residual variance (no correction)	0.004951
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004785

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNIBOV,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 17:58

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIBOV(-1))	-0.881304	0.066375	-13.27757	0.0000
C	0.005656	0.009531	0.593372	0.5535
@TREND("1")	4.83E-06	7.22E-05	0.066918	0.9467
R-squared	0.441521	Mean 71ependente var		-0.000411
Adjusted R-squared	0.436512	S.D. 71ependente var		0.094368
S.E. of regression	0.070838	Akaike info criterion		-2.443652
Sum squared resid	1.119024	Schwarz criterion		-2.398247
Log likelihood	279.1327	Hannan-Quinn criter.		-2.425328
F-statistic	88.14925	Durbin-Watson stat		1.981299
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNRISCO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. T-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.83220	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Residual variance (no correction)	0.009486
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.009305

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNRISCO,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 18:02

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNRISCO(-1))	-0.692248	0.063715	-10.86483	0.0000
C	-0.007677	0.013190	-0.582055	0.5611
@TREND("1")	4.15E-05	0.000100	0.415385	0.6783
R-squared	0.346134	Mean 72ependente var	5.24E-05	
Adjusted R-squared	0.340269	S.D. 72ependente var	0.120714	
S.E. of regression	0.098048	Akaike info criterion	-1.793525	
Sum squared resid	2.143810	Schwarz criterion	-1.748119	
Log likelihood	205.6683	Hannan-Quinn criter.	-1.775201	
F-statistic	59.02411	Durbin-Watson stat	1.969579	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNIPCA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 18 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. T-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-28.51423	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999740	
5% level	-3.430104	
10% level	-3.138608	

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

Residual variance (no correction)	0.659827
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.144838

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNIPCA,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 18:03

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 223 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNIPCA(-1))	-1.227143	0.064739	-18.95529	0.0000
C	0.039417	0.109975	0.358414	0.7204
@TREND("1")	-0.000220	0.000834	-0.263295	0.7926
R-squared	0.620291	Mean 72ependente var	-0.001984	
Adjusted R-squared	0.616839	S.D. 72ependente var	1.321191	
S.E. of regression	0.817817	Akaike info criterion	2.449005	
Sum squared resid	147.1414	Schwarz criterion	2.494842	
Log likelihood	-270.0641	Hannan-Quinn criter.	2.467509	
F-statistic	179.6956	Durbin-Watson stat	2.133370	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(LNSELIC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. T-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.787565	0.0006
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Residual variance (no correction)	0.000395
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000356

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNSELIC,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 18:04

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNSELIC(-1))	-0.200961	0.040280	-4.989113	0.0000
C	-0.000235	0.002688	-0.087436	0.9304
@TREND("1")	-6.23E-06	2.04E-05	-0.304944	0.7607
R-squared	0.100416	Mean 73ependente var	1.59E-05	
Adjusted R-squared	0.092348	S.D. 73ependente var	0.020994	
S.E. of regression	0.020002	Akaike info criterion	-4.972826	
Sum squared resid	0.089214	Schwarz criterion	-4.927421	
Log likelihood	564.9294	Hannan-Quinn criter.	-4.954503	
F-statistic	12.44622	Durbin-Watson stat	2.179734	
Prob(F-statistic)	0.000008			

Null Hypothesis: D(LNCAMBIO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. T-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-15.65562	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.999180	
5% level	-3.429834	
10% level	-3.138449	

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

Residual variance (no correction)	0.002496
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003429

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNCAMBIO,2)

Method: Least Squares

Date: 10/08/19 Time: 18:05

Sample (adjusted): 3 228

Included observations: 226 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCAMBIO(-1))	-1.039679	0.066889	-15.54331	0.0000
C	0.001130	0.006758	0.167197	0.8674
@TREND("1")	2.16E-05	5.13E-05	0.421272	0.6740
R-squared	0.520014	Mean 74ependente var	9.72E-05	
Adjusted R-squared	0.515709	S.D. 74ependente var	0.072269	
S.E. of regression	0.050293	Akaike info criterion	-3.128730	
Sum squared resid	0.564045	Schwarz criterion	-3.083325	
Log likelihood	356.5465	Hannan-Quinn criter.	-3.110406	
F-statistic	120.7986	Durbin-Watson stat	1.986342	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ANEXO B – TESTE DE EXOGENEIDADE EM BLOCO DE GRANGER, CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE LEGS, TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO E TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Teste de Exogeneidade em Bloco de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 10/21/19 Time: 16:33

Sample: 1 228

Included observations: 225

Dependent variable: D(LNIBOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNRISCO)	2.173951	2	0.3372
D(LNCAMBIO)	2.492411	2	0.2876
D(LNIPCA)	5.020840	2	0.0812
D(LNSELIC)	6.310728	2	0.0426
All	18.38971	8	0.0185

Critério de seleção de Legs

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNIBOV LNRISCO LNCAMBIO LNIPCA LNSELIC

Exogenous variables: C

Date: 10/21/19 Time: 16:37

Sample: 1 228

Included observations: 220

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-376.2516	NA	2.20e-05	3.465924	3.543052	3.497070
1	1147.173	2963.753	2.67e-11	-10.15612	-9.693348	-9.969237
2	1323.071	334.2062	6.78e-12	-11.52792	-10.67951*	-11.18531*
3	1349.250	48.54993	6.71e-12*	-11.53863*	-10.30459	-11.04029
4	1361.909	22.90160	7.52e-12	-11.42644	-9.806757	-10.77237
5	1379.892	31.71603	8.04e-12	-11.36266	-9.357330	-10.55285
6	1394.479	25.06274	8.87e-12	-11.26799	-8.877025	-10.30245
7	1419.393	41.67507*	8.93e-12	-11.26721	-8.490607	-10.14595
8	1439.039	31.96822	9.44e-12	-11.21853	-8.056289	-9.941535

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Teste de autocorrelação

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 11/19/19 Time: 18:46
 Sample: 1 228
 Included observations: 225

Lags	LM-Stat	Prob
1	24.51031	0.4901
2	28.03423	0.3063

Probs from chi-square with 25 df.

Teste de cointegração de Johansen

Date: 10/31/19 Time: 14:42
 Sample: 1 228
 Included observations: 223
 Series: LNIBOV LNRISCO LNCAMBIO LNIPCA
 LNSELIC
 Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear
	No		
Test Type	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend
Trace	1	1	1
Max-Eig	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-M: (1999)

Data Trend:	None	None	Linear
	No		
Rank or No. of CEs	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend
0	1346.073	1346.073	1350.980
1	1374.217	1374.369	1379.275
2	1382.904	1384.014	1386.087
3	1387.863	1389.372	1391.358
4	1389.052	1394.178	1395.338
5	1389.490	1395.341	1395.341
0	-11.17554	-11.17554	-11.17471
1	-11.33827	-11.33066	-11.33879
2	-11.32649	-11.31851	-11.31020
3	-11.28128	-11.26791	-11.26779
4	-11.20226	-11.21236	-11.21380
5	-11.11650	-11.12414	-11.12414

0	-9.647659	-9.647659	-9.570438	-9.570438	-9.460478
1	-9.657605*	-9.634715	-9.581730	-9.569563	-9.479292
2	-9.493034	-9.454498	-9.400351	-9.368914	-9.302806
3	-9.295039	-9.235833	-9.205149	-9.158500	-9.116039
4	-9.063228	-9.012216	-8.998370	-8.938835	-8.918497
5	-8.824685	-8.755922	-8.755922	-8.697497	-8.697497

ANEXO C – VETORES DE COINTEGRAÇÃO DE CURTO E LONGO PRAZOS; TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO E TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE

Teste de Autocorrelação

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 11/23/19 Time: 13:31

Sample: 1 228

Included observations: 225

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.311561	3.640143	1	0.0564
2	0.535797	10.76545	1	0.0010
3	0.289649	3.146121	1	0.0761
4	-2.013369	152.0121	1	0.0000
5	0.008775	0.002887	1	0.9571
Joint		169.5667	5	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.784989	5.776946	1	0.0162
2	3.855804	6.866256	1	0.0088
3	3.917955	7.899768	1	0.0049
4	10.20270	486.3642	1	0.0000
5	5.153961	43.49577	1	0.0000
Joint		550.4030	5	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	9.417089	2	0.0090
2	17.63170	2	0.0001
3	11.04589	2	0.0040
4	638.3763	2	0.0000
5	43.49866	2	0.0000
Joint	719.9696	10	0.0000

Teste de Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 11/23/19 Time: 13:35

Sample: 1 228

Included observations: 225

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
546.3337	330	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(22,202)	Prob.	Chi-sq(22)	Prob.
res1*res1	0.252173	3.096181	0.0000	56.73895	0.0001
res2*res2	0.166511	1.834308	0.0158	37.46502	0.0210
res3*res3	0.249641	3.054752	0.0000	56.16927	0.0001
res4*res4	0.118989	1.240093	0.2177	26.77252	0.2200
res5*res5	0.264458	3.301247	0.0000	59.50306	0.0000
res2*res1	0.226449	2.687881	0.0001	50.95101	0.0004
res3*res1	0.253065	3.110848	0.0000	56.93971	0.0001
res3*res2	0.191851	2.179720	0.0026	43.16643	0.0045
res4*res1	0.208699	2.421622	0.0007	46.95719	0.0015
res4*res2	0.196268	2.242167	0.0018	44.16038	0.0034
res4*res3	0.128705	1.356310	0.1398	28.95863	0.1460
res5*res1	0.259644	3.220073	0.0000	58.41984	0.0000
res5*res2	0.178684	1.997581	0.0068	40.20392	0.0102
res5*res3	0.127896	1.346540	0.1453	28.77670	0.1513
res5*res4	0.250566	3.069853	0.0000	56.37737	0.0001

Vetores de cointegração de Curto e longo prazos

VECTOR ERROR CORRECTION ESTIMATES

Date: 10/21/19 Time: 16:38

Sample (adjusted): 4 228

Included observations: 225 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LNIBOV(-1)	1.000000				
LNRIISCO(-1)	1.189896 (1.09323) [1.08843]				
LNCAMBIO(-1)	-3.520701 (2.08969) [-1.68480]				
LNIPCA(-1)	6.419593 (0.72614) [8.84066]				
LNSELIC(-1)	-3.469683 (2.18323) [-1.58924]				
Error Correction:	D(LNIBOV)	D(LNRIISCO)	D(LNCAMBIO)	D(LNIPCA)	D(LNSELIC)
CointEq1	-0.002552 (0.00124) [-2.06570]	-0.001015 (0.00159) [-0.63940]	0.000175 (0.00088) [0.19860]	-0.087294 (0.01311) [-6.65739]	0.001202 (0.00035) [3.43294]
D(LNIBOV(-1))	0.098400 (0.09534) [1.03212]	-0.524311 (0.12245) [-4.28172]	-0.024792 (0.06782) [-0.36557]	0.909043 (1.01192) [0.89834]	-0.002391 (0.02703) [-0.08848]
D(LNIBOV(-2))	-0.259988	0.106690	0.087084	1.666490	-0.010386

	(0.09840)	(0.12638)	(0.06999)	(1.04439)	(0.02789)
	[-2.64223]	[0.84417]	[1.24417]	[1.59565]	[-0.37236]
D(LNRISCO(-1))	-0.084960	0.079786	0.143920	-1.117351	-0.010631
	(0.06811)	(0.08748)	(0.04845)	(0.72292)	(0.01931)
	[-1.24741]	[0.91204]	[2.97058]	[-1.54562]	[-0.55064]
D(LNRISCO(-2))	-0.052737	0.035253	0.031766	0.030364	-0.006258
	(0.05873)	(0.07543)	(0.04177)	(0.62332)	(0.01665)
	[-0.89803]	[0.46738]	[0.76042]	[0.04871]	[-0.37593]
D(LNCAMBIO(-1))	0.127422	0.280986	-0.197336	2.149240	0.055428
	(0.12875)	(0.16537)	(0.09158)	(1.36656)	(0.03650)
	[0.98969]	[1.69914]	[-2.15468]	[1.57273]	[1.51870]
D(LNCAMBIO(-2))	-0.127593	-0.143114	0.107522	4.783005	0.001518
	(0.12806)	(0.16449)	(0.09109)	(1.35925)	(0.03630)
	[-0.99634]	[-0.87007]	[1.18033]	[3.51884]	[0.04183]
D(LNIPCA(-1))	0.007137	6.05E-06	-0.004815	0.047748	-0.004730
	(0.00735)	(0.00944)	(0.00523)	(0.07800)	(0.00208)
	[0.97126]	[0.00064]	[-0.92103]	[0.61216]	[-2.27046]
D(LNIPCA(-2))	0.014515	-0.003275	-0.003661	-0.055896	-0.001378
	(0.00649)	(0.00834)	(0.00462)	(0.06888)	(0.00184)
	[2.23681]	[-0.39289]	[-0.79311]	[-0.81152]	[-0.74928]
D(LNSELIC(-1))	-0.347891	0.780298	0.036291	-0.621864	0.663818
	(0.23916)	(0.30719)	(0.17013)	(2.53850)	(0.06780)
	[-1.45462]	[2.54014]	[0.21332]	[-0.24497]	[9.79132]
D(LNSELIC(-2))	-0.038376	-0.587278	-0.018218	3.387024	0.124532
	(0.23543)	(0.30239)	(0.16747)	(2.49882)	(0.06674)
	[-0.16301]	[-1.94215]	[-0.10878]	[1.35545]	[1.86601]
R-squared	0.103454	0.290467	0.088777	0.330495	0.669897
Adj. R-squared	0.061559	0.257311	0.046196	0.299209	0.654471
Sum sq. resids	1.017660	1.678872	0.514937	114.6480	0.081777
S.E. equation	0.068960	0.088573	0.049053	0.731942	0.019548
F-statistic	2.469380	8.760672	2.084915	10.56389	43.42818
Log likelihood	288.0807	231.7614	364.7177	-243.4099	571.7235
Akaike AIC	-2.462939	-1.962323	-3.144157	2.261421	-4.984209
Schwarz SC	-2.295930	-1.795314	-2.977148	2.428431	-4.817200
Mean dependent	0.007092	-0.003925	0.003540	-0.001702	-0.004800
S.D. dependent	0.071185	0.102778	0.050227	0.874344	0.033256
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.09E-12			
Determinant resid covariance		4.74E-12			
Log likelihood		1337.089			
Akaike information criterion		-11.35190			
Schwarz criterion		-10.44094			