

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE – CAA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

GILMAR AGOSTINHO DE SANTANA

**TESTE DA HIPÓTESE DE FISHER NO MERCADO ACIONÁRIO
BRASILEIRO: COMPORTAMENTO DAS AÇÕES EM RELAÇÃO À
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO**

CARUARU – PE

2017

GILMAR AGOSTINHO DE SANTANA

**TESTE DA HIPÓTESE DE FISHER NO MERCADO ACIONÁRIO
BRASILEIRO: COMPORTAMENTO DAS AÇÕES EM RELAÇÃO À
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pernambuco.

Orientadora: Profa. Dra. Lidia Maria Alves Rodella

CARUARU – PE

2017

**TESTE DA HIPÓTESE DE FISHER NO MERCADO ACIONÁRIO
BRASILEIRO: COMPORTAMENTO DAS AÇÕES EM RELAÇÃO À
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO**

GILMAR AGOSTINHO DE SANTANA

Aprovado em ____/____/____.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Lidia Maria Alves Rodella
(Orientadora)

Prof. Me. Klebson Humberto de Lucena Moura
(2º Examinador)

Prof. Dr. Jorge Henrique N. Viana
(3º Examinador)

AGRADECIMENTOS

Nesses longos quatro anos de graduação em ciências econômicas, sou grato, primeiramente, à Deus pelo dom da vida e por sua poderosa iluminação, pela intercessão de N^a Sra. Aparecida. Também manifesto meus sinceros agradecimentos e amor por minha família, aos meus pais Ivanildo e Marcia, a Renata, Albérico e ao pequeno Mateus, mas sobretudo, ressalvo a minha mãe, a pessoa que mais me incentivou, investiu e acreditou de que era possível, mesmo quando me faltou esperanças.

Não posso esquecer dos meus queridos amigos da graduação, Édipo, Ernandes, Everton, Gilson, Gerival (Neto) e Murilo, dos quais tenho uma enorme apreço e admiração.

Agradeço a todos os professores da UFPE, especialmente a, Dr. André Martins, Dr. Emanuel Barros, Dr. Jorge Viana, Me. Klebson Moura, Dr. Leandro Coimbra, Dra. Lidia Rodella, Dr. Marcio Miceli e Dra. Monaliza Ferreira, por além de serem exemplos de ótimos profissionais, de alguma forma me ajudaram a realizar minha monografia e o sonho de ser economista, também me deram oportunidades e conversas construtivas.

Também agradeço a outros profissionais que deram suas contribuições a este trabalho, dos quais, Me. Bruno Tadeu e Dr. Jailson Oliveira pelas sugestões iniciais para construção deste e ao bibliotecário Raul César (Estação Coruja), pela ajuda em obter acesso a dados e artigos, aqui utilizados. Além da ADVFN pelo fornecimento de dados.

Agradeço a Universidade Federal de Pernambuco UFPE, por todos os incentivos financeiros e as oportunidades que agregaram conhecimento para que pudesse me tornar um economista.

Por fim, não menos importante, agradeço a minha namorada Débora Figueiredo, pelo carinho, dedicação e companheirismo desde 2013.

*À Marcia R. S. de Santana e ao pequeno
Matheus Henrique.*

*“A verdadeira dificuldade não está em aceitar ideias novas, mas
escapar das antigas. ”*
John Maynard Keynes.

*“A sociedade que coloca a igualdade à frente da liberdade, irá
terminar sem igualdade e liberdade. ”*
Milton Friedman.

RESUMO

O Mercado de Capitais se tornou uma indispensável fonte de financiamento para a produção em todos os países. Porém, existem riscos ao se investir no mercado financeiro, a expectativa de um investidor em obter certo retorno na compra de uma ação pode ser frustrada por uma eventual desvalorização de sua cotação de mercado, um desempenho negativo da companhia emitente do papel ou ciclos desfavoráveis da economia. Este trabalho tem como objetivo analisar se os ativos acionários, no Brasil, apresentam plena cobertura (*hedge*) em relação às variações da inflação, como proposto por Fisher (1930). Para isso, é proposta uma análise econométrica de Séries Temporais através de um modelo de auto-regressão vetorial (VAR) com uma base de dados do Índice Bovespa e de inflação, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), Focus100 e Sistema de Expectativas de Mercado, que se estendem de 2006 a 2016. Os resultados apontam que, estatisticamente, não há relação entre ações e expectativas de inflação no Brasil, contrariando a aplicação da hipótese de Fisher ao mercado acionário brasileiro.

Palavras Chaves: Mercado de Capitais, Hipótese de Fisher, Inflação, Modelo VAR.
Classificação JEL: E20, G10, C50.

ABSTRACT

The Capital Market has become an indispensable source of financing for production in all countries. However, there are risks when investing in the financial market, the expectation of an investor in a certain return on the purchase of a stock may be thwarted by an eventual devaluation of its market quotation, a disbursement of paper issuance or unfavorable economic cycles. The objective of this study is to analyze whether Brazilian equity instruments are fully hedged in relation to inflation variations, as proposed by Fisher (1930). For this, an econometric analysis of Time Series is proposed, more precisely, through a Vector Autoregression (VAR) with a Bovespa Index and inflation index database, as measured by the Consumer Price Index (IPCA), Focus100 e Market Expectations System, which runs from 2006 to 2016. The results indicate that, statistically, there is no relation between inflation expectations and assets in Brazil, contradicting an application of the Fisher hypothesis to the Brazilian stock market.

Keywords: Capital Markets, Fisher Hypothesis, Inflation, model VAR.

Classificação JEL: E20, G10, C50.

LISTA DE TABELAS

Quadro 1 – Teste Sobre as Variáveis.	
35	
Quadro 2 – Teste F sobre as equações.	36
Quadro 3 – Teste T sobre as equações.	37
Quadro 4 – Teste de causalidade de Granger.	37
Quadro 5 – Teste de Cointegração.	38
Quadro 6 – Descrição das variáveis utilizadas.	42

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REFERENCIAL TEÓRICO	14
3. METODOLOGIA.....	23
3.1 HIPÓTESE.....	23
3.2 PROCEDIMENTOS	23
3.3 INSTRUMENTOS DE ANÁLISE ECONOMÉTRICA	23
3.3.1 Séries Temporais.....	23
3.3.2 Auto-regressão Vetorial (VAR).....	26
3.3.3 Teste de Causalidade de Granger	28
3.3.4 Teste de Cointegração	28
3.4 O MODELO E SUAS VARIÁVEIS.....	29
4. RESULTADOS	36
4.1 ANÁLISES DAS VARIÁVEIS.....	36
4.1.1 TESTES SOBRE EXPECTATIVAS	36
4.1.2 TESTE SOBRE ESTACIONARIEDADE.....	36
4.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	38
4.2.1 VAR.....	38
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	42
REFERÊNCIAS.....	44
APÊNDICES	48
Apêndice A - Estimação da <i>proxy</i> Magalhães (1930).	52
Apêndice B - Estimação IPCA (-1)	52
Apêndice C - Estimação IPCA (-4)	53
Apêndice D - Estimação IPCA (-4) / SELIC (-4).....	53
Apêndice E – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – GRÁFICOS.....	54
Apêndice F - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – CORRELOGRAMA.....	55
Apêndice G - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – ADF.....	59
Apêndice H - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA(-1) e R(IPCA-1).....	61
Apêndice I - Lag Order Selection Criteria. IBOV, IPCA(-1) e R(IPCA-1).	62
Apêndice J - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, FOCUS100, RFOCUS100.	62
Apêndice L - Lag Order Selection Criteria. IBOV, FOCUS100 e RFOCUS100.	63
Apêndice M - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA(-4) e R(IPCA-4)	63
Apêndice N - Lag Order Selection Criteria. IBOV, IPCA(-4) e R(IPCA-4).....	64

Apêndice O - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA/SELIC(-4) e RIPCA/SELIC(-4) ...	64
Apêndice P - Lag Order Selection Criteria – IBOV, IPCA/SELIC(-4) e RIPCA/SELIC(-4)..	65
Apêndice Q - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, S.E.M. e RS.E.M.....	65
Apêndice R – Lag Order Selection Criteria – IBOV, S.E.M e R.S.E.M.....	66
Apêndice U - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	66
Apêndice V - TESTE DE COINTEGRAÇÃO	68
Apêndice X - ESTIMAÇÕES POR M.Q.O	71
Apêndice Z - ESTIMAÇÕES EM DOIS ESTÁGIOS	73

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento econômico pode ser obtido com a otimização da variação positiva quantitativa do produto interno bruto (PIB), que por sua vez, é resultado da capacidade de otimizar a produção de bens e serviços de um país, para tal, é indispensável a captação de recursos financeiros, conforme concluem Neto e Lima (2008). A partir dessa consideração, tem-se a dimensão da importância de um mercado financeiro dinâmico para alavancar o crescimento de uma economia. Dentre a vasta dimensão de pesquisa da área, o presente trabalho visa estudar o comportamento do mercado de ações em relação a inflação.

O problema que se pretende analisar é se as ações brasileiras funcionam como uma forma de proteção (*hedge*¹) para o investidor, dada a variação de preços gerais, ou seja, se investir em ações em períodos de elevado nível de inflação garante ganhos de rendimentos.

Para compreender o problema, é necessário entender a Hipótese de Fisher, que supõe que o retorno nominal da ação deve ser igual ao retorno real da ação acrescido pela variação da inflação². Sobretudo, Caldas (2011) afirma que para haver o “Efeito-Fisher”³, é preciso que o retorno nominal da ação apresente intercepto de resposta igual ou superior a variação dos preços. A hipótese levantada por este trabalho, é que no mercado de capitais brasileiro, a rentabilidade das ações tem uma relação negativa com a taxa de inflação, contrariando a Hipótese de Fisher.

A justificativa da escolha desse tema, parte da perspectiva do controle da inflação, através do regime de metas instaurado em 1999. Segundo Carvalho et al. (2007) o cumprimento da meta de inflação pelo Banco Central, dentro da tolerância anunciada, é fundamental como uma forma de garantir uma previsibilidade econômica, que segundo Neto e Lima (2008), gera confiança a investimentos internos, sobretudo, de investidores externos que buscam diversificar seus portfólios na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). Assim, em decorrência do crescente aumento de volume de negociações (segundo o *site* do BM&FBovespa, em outubro de 2016 atingiu a cotação máxima de 63.307,63 pontos e de janeiro a outubro do mesmo ano houve uma variação positiva de mais de 66%) e do desenvolvimento da Bovespa, advém o questionamento se tal conjuntura de estabelecimento de metas de inflação repercute para os detentores de ações brasileiras em hedge.

¹ Hedge é um termo utilizado em finanças que se refere a proteção, contra risco ou inflação (GITMAN, 2004).

² Tal suposição parte de uma interpretação, a Hipótese de Fisher original associa taxa de juros no lugar do retorno da ação. Para mais informações: CALDAS (2011).

³ Efeito-Fisher remete-se à Hipótese de Fisher.

Diante do exposto, o objetivo geral é analisar estatisticamente se há *hedge* em proposição à Hipótese de Fisher. Partindo, portanto, dos objetivos específicos, que consistem em: delimitar a metodologia, definir a variável representativa da expectativa de inflação, coletar e analisar os dados, identificar e estimar o modelo econométrico e interpretar os resultados.

São utilizados dados do Índice da bolsa de valores de São Paulo – Ibovespa, fornecidos pela instituição Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros - BM&F/BOVESPA; associado ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA – coletado e disponibilizado pelo IBGE. Também foram utilizados os índices de expectativas do público para inflação, que advém do FOCUS100 e do Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central (S.E.M), ambos são dados oficiais disponíveis no *site* do Banco Central. Ainda no âmbito das expectativas de inflação, foram testadas a *proxy* de Magalhães (1982) e estimações lineares para obter outras amostras de expectativas inflacionárias, como um modo de trazer maior robustez à presente análise. Destaca-se que o período analisado se refere a janeiro de 2006 a dezembro de 2016, com capturas mensais. Importante salientar que, finais de semanas e feriados serão desconsiderados, pois nesses dias a Bovespa não opera. Para tal análise considerando outros estudos na área, destacados no próximo capítulo será utilizado o modelo de Auto-regressão Vetorial (VAR)⁴⁵, que examina relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis.

Do período de análise proposto, destaca-se que o mesmo contempla a crise mundial financeira de 2008 e a crise econômica brasileira dos anos 2015 e 2016, fenômenos esses, que foram choques na economia domésticas, que podem ter feito os agentes transformarem seu comportamento *ex-post*, como observou-se no Quênia, no trabalho de Otieno et all. (2017). Este trabalho agrega ao campo científico, além da atualização dos resultados da Hipótese de Fisher (1930) na análise do mercado de ações brasileiro, também a utilização dos índices de expectativas do Banco Central – Focus100 e S.E.M, algo inédito nesse tipo de análise.

Desta forma, o presente estudo, além desta introdução, apresenta na sequência, seções referentes ao referencial teórico, a metodologia, os resultados, as considerações finais e as referências, respectivamente.

⁴ VAR, ler: GUJARATI (2006).

⁵ Outras estimações foram usadas em caráter comparativos de resultados, como os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO ou OLS (do inglês Ordinary Least Squares)) e a utilização de Variáveis Instrumentais com e sem GMM (Método dos Momentos Generalizado), ler: na referência acima e em WOOLDRIDGE (2016).

2. REFERENCIAL TEÓRICO

No mundo, o mercado de capitais é um atrativo pelo seu retorno promissor, seu objetivo principal é o de captar a poupança dispersa entre os vários agentes e direcioná-la para investimentos produtivos, voltados a viabilizar projetos de crescimento da economia, como afirmam Neto e Lima (2008). Contudo, essa operação apresenta riscos aos investidores, uma vez que, conforme apresentado por esses autores, a expectativa de um investidor em obter certo retorno na compra de uma ação pode ser frustrada por uma eventual desvalorização de sua cotação de mercado, um desempenho negativo da companhia emitente do papel ou ciclos desfavoráveis da economia. O comportamento da economia pode influenciar os retornos acionários, como, por sua vez, o mercado financeiro também pode causar crises econômicas, como, a mais recente, a crise de 2008.

Desta forma, nesse capítulo, foram compiladas teorias e pesquisas empíricas já realizadas sobre o comportamento dos ativos acionários com relação à inflação esperada e à não-esperada. Partindo, portanto, da explicação da Teoria de Fisher, em seguida, a demonstração de teorias que mostram justificativas para a rejeição da Hipótese de Fisher e, por fim, alguns estudos com maior destaque na área que analisaram tal relação nos Estados Unidos, no Brasil e em outros países.

A princípio, o modelo apresentado por Fisher (1930) *apud* Licha (2015) observa que a taxa de juros nominal se origina a partir da taxa de juros real e da inflação esperada, matematicamente expressa por $i_t = r + \pi^e$, considerando a inflação esperada igual à inflação real ($\pi^e = \pi^M$). A partir disso, Terra (2006) conclui que a taxa de juros nominal deveria antecipar a inflação, principalmente, no longo prazo. A partir dessa conclusão, os ativos acionários deveriam apresentar uma garantia de que o valor das ações de uma companhia sem dívida acompanharia às flutuações dos níveis de preços.

De acordo com a Hipótese de Fisher, estatisticamente, segundo Magalhães (1982), em sua regressão⁶ afirma que os ativos deveriam apresentar $\beta = 1$ ⁷ - Beta é um coeficiente angular que indica o nível de resposta da variável dependente (taxa de retorno nominais dos

⁶ Regressão - $\bar{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j E\left(\frac{\bar{\Delta}_t}{\phi_{t-1}}\right) + \gamma_j [\Delta_t - E\left(\frac{\bar{\Delta}_t}{\phi_{t-1}}\right)] + \tilde{\eta}_{jt}$. Maiores informações sobre a equação da regressão, ver MAGALHÃES (1982).

⁷ Beta. Ler: GUJARATI (2006).

ativos) em relação a variável independente (inflação esperada) - caso um ativo qualquer apresentasse $\beta_j = \hat{\gamma} = 1$, representaria uma cobertura completa com relação à inflação – onde $\hat{\gamma}$ é o coeficiente angular de reação da inflação não-esperada - tanto em termos da componente esperada quanto da não-esperada. Para isso usou índices da bolsa de valores além de outros investimentos como ativos e as Letras do Tesouro Nacional como estimador de expectativas de inflação.

Portanto, no campo científico, tentou-se averiguar empiricamente, se a hipótese de Fisher é válida na economia real. Assim, os primeiros trabalhos são feitos observando os mercados de ativos dos Estados Unidos. Ibbotson e Sinquefeld (1977) calcularam as taxas de rentabilidades reais de um grupo de ativos do mercado financeiro norte-americano, para o período 1926 a 1977, coincidente com a elevação das taxas de inflação no país, e observaram que há *hedge*, porém, o mesmo é declinante ao longo do tempo em relação à taxa de retorno das ações, em consonância com o que aponta Douglas Pierce (1982) em sua série de pesquisa no período de 1966 a 1980, em que evidencia o acentuado declínio das rentabilidades reais das ações nos Estados Unidos diante de níveis de inflação elevados. Alguns trabalhos apontaram relação negativa entre retorno da ação e inflação, rejeitando a Hipótese de Fisher e demonstrando que os ativos não funcionaram como “*hedge*”⁸ contra a inflação na economia norte-americana. Dentre eles, Jaffe e Mandelker (1976) usam um modelo de regressão aplicado no período de 1953 a 1971, por outro lado, Nelson (1976) para o período de 1953 a 1974 utilizam um modelo de séries temporais (modelo ARIMA⁹).

Contudo, dada a rejeição do “efeito-Fisher”¹⁰, foram apresentadas novas explicações para justificar essa recusa. A primeira justificativa comprovada foi a Hipótese de Efeitos Fiscais (Feldstein, 1980), neste trabalho apresenta-se evidências econométricas sobre o efeito de incentivos fiscais para o investimento empresarial nos Estados Unidos no período de 1953 a 1978. A análise enfatiza que a interação da inflação e as regras fiscais existentes contribuíram substancialmente para o declínio do investimento empresarial desde o final da década de 1960. Como o processo de investimento é muito complexo para qualquer modelo econométrico, estima três modelos bastante diferentes do comportamento do investimento. A força da evidência empírica baseia-se no fato de que todas as três especificações sustentam a

⁸ Hedge é um termo utilizado em finanças que se refere a proteção, contra risco ou inflação (GITMAN, 2004).

⁹ Geralmente utilizado quando as variáveis são integradas (só são estacionárias em primeira ou mais ordens) e aceita que a variável dependente seja explicada por valores defasado dela mesmo e pelos erros estocásticos. Para mais informações, ler: GUJARATI (2006).

¹⁰ Efeito-Fisher refere-se a Hipótese de Fisher.

mesma conclusão. De forma mais geral, a análise e a evidência mostram que os modelos teóricos de equilíbrio macroeconômico devem especificar explicitamente o papel dos impostos, especialmente os impostos sobre a renda do capital. A incapacidade de incluir essas regras fiscais pode ter efeitos dramáticos e enganosos sobre as propriedades qualitativas e quantitativas das teorias macroeconômicas.

Contudo, Terra (2006), argumenta que esse efeito fiscal desenvolvido por Feldstein, (1980), propõe que inflação gera ganhos artificiais de capital, por valorizar a depreciação, que está sujeita à tributação, o que resulta em menor lucro para as empresas, que por sua vez, incorporavam este efeito da inflação e reduziam o valor das ações ordinárias. Esse efeito explicava a relação negativa (mercado financeiro não apresenta hedge) nos EUA pela sua forma de tributação, porém, de acordo com Terra (2006), não é aplicável nos demais países que apresentavam outras formas tributárias.

Posteriormente, a Hipótese de *proxy* desenvolvida por Fama (1981) justifica a relação negativa que contraria o efeito *hedge* afirmando que as relações negativas entre retorno das ações e a inflação são induzidas por relações negativas entre inflação e atividade real, contrariando a relação positiva exposta na curva de Phillips¹¹, que define essa correlação negativa, como um fenômeno de estagnação, que por sua vez é explicada por uma combinação da teoria da demanda de dinheiro e da teoria das quantidades de dinheiro. O argumento depende da demanda por moeda de agentes racionais que percebem uma queda na atividade econômica e então uma conseqüente queda na demanda monetária que causa um excesso de estoque de moeda e, por conseqüência a redução da inflação.

Deste modo, Merikas (2002) reexamina a hipótese de *proxy* de Fama, o estudo usou dados anuais do mercado acionário da Alemanha para os anos 1960 a 2000. Conclui que a evidência da hipótese *proxy* decorre do fato que uma forte atividade econômica – em sua análise, sugere que a economia alemã operou perto do pleno emprego – causa inflação e induz os *policymakers* a implementar políticas macroeconômicas contra-cíclicas. A resposta negativa dos preços das ações ao melhor desenvolvimento presente da economia é justificada se os efeitos esperados de uma política contracionista são superiores ao ganho esperado decorrente do aumento da produção. Assim, reside o fato de que o crescimento do emprego

¹¹ A referência que cita a controversa à curva de Phillips, foi observada no trabalho de TERRA (2006); Curva de Phillips relaciona inflação e desemprego. Para mais informações ver: BLANCHARD (2007).

prevê uma inflação que deverá corroer os lucros da empresa. Isto é expresso através de retornos de estoque decrescentes, sendo seus resultados favoráveis a Fama (1981).

A partir da hipótese de Fama (1981), Geske and Roll (1983) *apud* Terra (2006), argumentam que, além da demanda por moeda, uma ligação com a oferta de moeda pode ajudar a explicar os fatos empíricos, como pode-se ver, os autores Geske and Roll [1983] *apud* Solnik (1983) propuseram um modelo de "causalidade reversa" em que a política governamental desempenha um papel central. Eles argumentam que os movimentos nos preços das ações causam (em um sentido econométrico) mudanças nas expectativas inflacionárias. O raciocínio é conduzido da seguinte forma: uma queda nos preços das ações é um sinal para uma queda na atividade econômica e, portanto, nas receitas do governo. Isso leva à expectativa de que o governo terá um déficit orçamentário e terá que tomar medidas inflacionárias para financiar o déficit. Em outras palavras, um movimento nos preços das ações implica uma revisão negativa das expectativas inflacionárias. Assim, uma redução nos preços das ações seria associada a um aumento nas taxas de juros dos Títulos do Tesouro, pois haverá aumentos na taxa real de juros e na taxa de inflação prevista, causadas pelo déficit. Solnik (1983) ressalva a comprovação de fortes evidências empíricas de seu modelo de revisão da expectativa inflacionária, mas que encontram pouco suporte para o efeito real. Esse efeito pode ser muito mais forte para países que tentam desmonetizar seu déficit orçamentário.

Complementar à análise principal de averiguar se há *hedge* por parte dos ativos utilizados, surge a necessidade de modelar ou obter dados que sejam representativos as expectativas dos agentes econômicos, já que o modelo de Fisher (1930) exige que os indicadores de inflação sejam expectativas e não dados realizados. Como aponta Terra (2006), por causa da dificuldade em mensurar expectativas, alguns trabalhos supõem que variáveis realizadas representam tais expectativas, contudo isso pode gerar um problema de má especificação dentro da análise. Dentre a vasta literatura, observa-se vários métodos para não violar esse pressuposto, a exemplo, autores como Fama (1981), Magalhães (1982), Machado (1985), entre outros, usaram Letras do Tesouro como *proxy* para as esperanças inflacionárias. Mais recentemente o que se observa é o uso de estimações, como em Lee (1992) e Merikas (2002), bem como a utilização de um artifício econométrico, o filtro de Kalman, que se observa em Terra (2006) e Caldas (2011). Além disso, no Brasil, não se

encontra nos trabalhos que analisam a Hipótese de Fisher (1930), até o momento, o uso dos índices de expectativas de inflação dos agentes econômicos coletados pelo Banco Central.

As primeiras análises aplicadas realizadas, se concentram nos Estados Unidos e em países da União Europeia, entre eles, os trabalhos de Eugene F. Fama, que é dos principais escritores e precursores das análises da hipótese de Fisher (1930) no mercado acionário. Segundo Caldas (2011), a maioria dos trabalhos eram na forma de documentação da relação, não buscavam sugerir uma explicação para a relação contrária nos resultados encontrados. Porém, Fama propôs “*proxy effect*” em 1981, já supracitada. Seus testes foram aplicados, sobretudo, nos EUA, como os trabalhos de Fama e Schwert (1977) e Fama (1981), que analisam a relação da Hipótese de Fisher, ambas no mesmo intervalo, de 1953 a 1971; e Fama (1990), que analisa a função hedge no período de 1953-1987, que, entre outras variáveis como indicativo de retorno – função de um ativo – mostra que entre inflações esperadas e inesperadas observa-se relações negativas, estatisticamente significativas, em relação às ações, em suas três análises aqui citadas.

Solnik (1983) fornece evidências empíricas sobre a relação entre o retorno das ações e as expectativas inflacionárias para nove países no período 1971-1980. Com base no pressuposto de Fisher (1930), conclui que as expectativas de inflação têm uma relação negativa com os retornos nominais das ações, bem como a hipótese de que os retornos reais são independentes das expectativas inflacionárias é rejeitada para cada grande mercado de ações do mundo. O autor usa nesse estudo as taxas de juros como proxy da inflação esperada, uma vez que para ele os dados fornecem suporte consistente para o modelo Geske e Roll (1983), cuja hipótese básica é que os movimentos dos preços das ações apontam (negativas) as revisões nas expectativas inflacionárias. Por fim, um fraco efeito de taxa de juros real foi encontrado para alguns desses países.

Lee (1992) introduz na análise do efeito-fisher a utilização de estimações por VAR e a aplicação de teste de causalidade. Os dados utilizados são dos Estados Unidos e estão dentro do intervalo de janeiro de 1947 a dezembro de 1987. Seus resultados são contrários à hipótese de Fisher, logo, os retornos nominais das ações e a inflação estão negativamente correlacionados, averiguados pelos testes de Granger. Assim como Marshall (1992), usando dados trimestrais de 1959 a 1990, analisando os Estados Unidos, rejeita a relação de *hedge* entre o mercado acionário e inflação. Também conclui que a correlação de retorno da

inflação-ativos será mais fortemente negativa quando a inflação é gerada por flutuações na atividade econômica real do que quando é gerada pelas flutuações monetárias.

Em outro trabalho, Merikas (2002) ao testar a hipótese de proxy de Fama (1981) para o mercado acionário da Alemanha, nos anos 1960 a 2000, através da análise do VAR, evidencia a relação contrária a Hipótese de Fisher (1930).

Seguindo com o detalhamento de análises realizadas entre retorno acionário e inflação, os primeiros trabalhos brasileiros que testam a Hipótese de Fisher são Contador (1974), Magalhães (1982) e Machado (1985).

De início, Contador (1974) inova com sua contribuição em uma análise empírica do comportamento das ações do mercado brasileiro com relação a política monetária e a inflação no período de 1955 a 1971, apoiado na Hipótese de Eficiência dos Mercados. O autor foi um dos pioneiros nesse campo da pesquisa no Brasil, tendo em vista que a vasta produção empírica era aplicada ao mercado financeiro dos Estados Unidos e as conclusões obtidas eram tidas como verdade absoluta para o mundo. Sua conclusão geral com esse estudo foi de que a oferta monetária e as expectativas de inflação afetam significativamente de forma negativa o nível e o comportamento do mercado, portanto, rejeita a Hipótese de Fisher.

Por sua vez, Magalhães (1982) propôs o teste da hipótese Fisheriana no Brasil. Para o período em análise - março/1972 a outubro/1980 – os resultados apontam uma confirmação do modelo de Fisher. Assim, nesse período, os ativos apresentaram *hedge* para a inflação esperada e, principalmente, para a inflação não-espera, se opondo aos resultados encontrados na economia dos Estados Unidos, por Fama & Schwert (1977). Contudo, destaca-se que o autor analisou diversos ativos, não apenas ações, dentre eles: imóveis, capital humano (salários), títulos indexados pela correção monetária, títulos indexados pela correção cambial e títulos de renda fixa. Todos estes, apresentaram à época boa cobertura em relação a inflação esperada e não-esperada.

Também Machado (1985), no seu teste empírico para o Brasil, no período de 1968-1983, apresenta resultados favoráveis à Hipótese de Fisher, afirmando que os retornos reais e as taxas de inflação esperada e não-esperada são independentes, estatisticamente, o que significa que a inflação foi neutra em relação aos retornos reais das ações no Brasil. Tal divergência, pode ser explicada pelo tamanho da amostra e conjuntura econômica observada

em cada análise, como também, o aspecto de baixa confiabilidade dos dados, apontada por Contador (1974) em sua pesquisa.

Por outro lado, Terra (2006) apresenta um trabalho que analisa se a hipótese de Fisher é aplicável em dois grupos seletos de países, um denominado Grupo dos Sete países industrializados (Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido) e outro grupo de sete países Latino-Americanos (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela), de maior volume de ativos. A partir do método de VAR, os resultados mostram rejeição da Hipótese de Fisher, portanto, ações não são um bom *hedge* em variações de inflação para esses países e não existe diferença de respostas entre esses dois grupos. O autor completa sua análise indicando quais hipóteses se adéquam a cada país¹².

Sob a mesma perspectiva, Nunes et al (2005) verifica a relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e os retornos no mercado de ações brasileiro no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2004. Através da estimativa estatística VAR, apontam relação negativa entre a taxa de inflação e os retornos no Ibovespa, rejeitando assim a “Hipótese Fisheriana Modificada”¹³. Logo, retornos do mercado brasileiro nesse período não são um *hedge* contra a taxa de inflação esperada. Destacam, ainda, a não presença da Hipótese de proxy de Fama (1981), encontrando indícios de comprovação da Hipótese de causalidade reversa.

O trabalho de Araújo e Barros (2008) consiste em aplicar testes em uma amostra de quatro países latino-americanos (Brasil, Chile, Argentina e México) de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, através da análise do VAR. O que se observa é que em nenhum dos países há um relação estatisticamente significativa entre ações e inflação, onde ações respondem somente às suas próprias variações.¹⁴ Os resultados são comprovados via teste de Granger.

Já em Flores (2009) há o destaque que em sua análise da relação inflação e ações, em busca de comprovar se existe *hedge*, o autor segmenta a análise a um período anterior ao Plano Real (1980 a 1994) e um período pós Plano Real (1994 a 2009). Em outro ponto, este trabalho usou como *proxy* a taxa de juros (Selic) juntamente com os valores da taxa de

¹² Hipótese de Efeitos Fiscais: Brasil, Chile, Peru, Venezuela, Canadá e Estados Unidos; Hipótese *Proxy*: Colômbia, México, Alemanha e França; Hipótese de Causalidade Inversa: Argentina, Itália, Japão e Reino Unido (TERRA, 2004).

¹³ Hipótese Fisheriana Modificada refere-se a Hipótese de Fisher, utilizando inflação não esperada pelos agentes.

¹⁴ Neste trabalho, as ações do Brasil respondem às variações no nível de atividade da economia.

inflação para obter as expectativas de inflação. Por fim, conclui que não há *hedge* no mercado acionário brasileiro. De forma similar, Araújo (2007) para os dados mensais de junho de 1999 a dezembro de 2006, encontra resultados parecidos, além de concluir que não há relação estatística significativa entre as ações e a inflação não antecipada.

No âmbito dos estudos que realizaram testes empíricos, a contribuição apresentada por Caldas (2011) foi averiguar se em 40 países os ativos acionários apresentam relação positiva com a inflação, cabível à Fisher (1930). Utilizando os testes de cointegração e de Vetores de Correção de Erro (VEC), no entanto, a relação positiva que deveria existir não foi encontrada, comprovando mais uma vez que os ativos não apresentam total cobertura em relação às variações de preço.

Contudo mais recentemente e com foco em outras economias, Adam e Frimpong (2010) aplicaram o teste da Hipótese de Fisher em Gana no período de janeiro de 1991 a dezembro de 2007, obtiveram como resultado que há uma plena cobertura à inflação pelo mercado acionário, através da análise de series temporais e pelo teste de cointegração de Johansen (1991). Já Barnor (2014) descreveu em seu trabalho o comportamento de um conjunto de variáveis macroeconômicas¹⁵ em relação ao índice de ações também em Gana, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013. Nesse contexto, dentre os resultados obtidos, observa-se que não há um efeito significativo entre inflação e o mercado acionário.

Kumari (2011) faz uma análise semelhante da relação entre inflação e ações na Índia. Usando dados semanais, mensais e trimestrais do período de 1991 a 2009 e metodologia de séries temporais, com análise por VAR, bem como observações em subperíodos das reformas políticas internas e choque financeiro mundial. Os resultados mostram, que estatisticamente, não se pode afirmar uma relação da Hipótese de Fisher.

O trabalho de Vena (2014) investiga o efeito da inflação no mercado acionário do Quênia, através das ações da *Nairobi Securities Exchang*, com dados mensais dos anos de 1998 a 2013, aplicando o teste de GARCH, para analisar as respostas das ações, dada a variação da inflação. Os resultados apontam um efeito de *hedge*, sendo favorável à hipótese de Fisher (1930), bem como, que as más notícias tiveram um efeito mais adverso na volatilidade do mercado de ações em oposição às boas notícias. De forma similar, Otieno et all. (2017) analisam se há *hedge* por parte das ações no Quênia, para tanto tentam captar a

¹⁵ Taxa de Câmbio, Taxa de Juros, Taxa de Inflação e Oferta de Moeda.

interferência do choque da Crise Mundial Financeira de 2008 nessa relação. Portanto, fizeram análise em estágios, período pré-crise (de 1 de janeiro de 1993 a 31 de dezembro de 2007), período de crise (de 1 de janeiro de 2008 a 30 de junho de 2009) e período pós-crise (de 1 de julho de 2009 a 31 de dezembro de 2015), através da utilização de variáveis *dummy*. O que se observa é uma relação negativa e não de proteção no mercado Queniano, segundo os resultados apresentados.

A partir da rejeição da hipótese de Fisher e vários estudos citados, realizados em períodos e países diversos, conclui-se que, dentro de mercado de capitais, os ativos não apresentam proteção plena contra a inflação em determinadas condições da economia. Mesmo argumento serve para as demais hipóteses testadas empiricamente nas economias em análise. Portanto, observa-se que a relação entre o mercado financeiro e a inflação não tem um comportamento homogêneo, ou seja, varia de acordo com a situação econômica, os choques econômicos, as características tributárias e políticas de cada país, como também os dados utilizados.

3. METODOLOGIA

Neste capítulo serão expostos os processos utilizados para analisar o problema em questão. Assim, dividido em três tópicos: a hipótese a ser averiguada, o procedimento para elaboração do trabalho proposto e o detalhamento do modelo usado.

3.1 HIPÓTESE

A hipótese assumida no presente estudo é de que no mercado de capitais brasileiro, no período de 2006 a 2016, a rentabilidade das ações tem uma relação negativa com a taxa de inflação, e, portanto, não funciona como hedge ou proteção contra a inflação, contrariando a Hipótese de Fisher (1930).

3.2 PROCEDIMENTOS

A metodologia utilizada é uma análise econométrica das variáveis do modelo apresentado a seguir. De acordo com critério da Hipótese de Fisher (1930), as variáveis de inflação devem ser expectativas, e não simplesmente variáveis realizadas. De acordo com Terra (2006), ao utilizar variáveis realizadas não haveria espaço para os erros de previsão. Diante do exposto, no presente estudo foram testadas várias formas de se mensurar as expectativas de inflação, que foram obtidas através de estimações lineares do IPCA, da *proxy* de Magalhães (1982) e através dos dados FOCUS100 e do Sistema de Expectativas de Mercado do Banco Central (S.E.M.).

3.3 INSTRUMENTOS DE ANÁLISE ECONOMÉTRICA

A partir do estudo de Magalhães (1982), adaptado ao serem consideradas variáveis defasadas, como propõe Terra (2006), o modelo utilizado na pesquisa utiliza dados em séries temporais analisados pelo método auto-regressão vetorial (VAR), conceitos que são destacados a seguir, juntamente com os testes de causalidade de Granger e de cointegração.

3.3.1 Séries Temporais

Um tipo de dado importante usado na análise empírica é o de séries temporais, que através de uma abordagem econométrica analisa o comportamento de variáveis em detrimento ao tempo, principalmente no longo prazo. Essa abordagem é utilizada em análises estatísticas ao qual o tempo (meses, semestres, anos, etc.) apresenta influência sobre a(s) variável(eis).

Ao se utilizar esse tipo de dado, deve-se respeitar alguns critérios para que a estimação desejada não seja tendenciosa ou apresente resultados divergentes da realidade ou sejam espúrias. Portanto, segundo Gujarati e Porter (2011), deve-se observar:

- 1) Os dados serem estacionários.
- 2) Analisar se há autocorrelação.
- 3) Observar se a regressão é espúria – sem sentido.
- 4) Observar se a série apresenta um passeio aleatório.
- 5) Aplicar teste(s) de causalidade entre as variáveis.

Por definição desses autores, a Estacionariedade *é um processo estocástico onde a média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou defasagem entre os dois períodos e não todo o tempo real ao qual a covariância é capturada*. Portanto, por definição, obtêm-se:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

Onde Y é uma variável qualquer em análise da sua estacionariedade. Logo espera-se que Y no tempo t seja igual a sua média ao longo do tempo (μ). Da mesma forma, espera-se que a diferença do valor da variável observada em torno da sua média seja constate (var). Em termos da covariância, se k que é o número de defasagens entre dois momentos observados, deseja-se que Y_t e Y_{t+k} , mantenham-se constantes, e assim, a covariância será igual a variância. Logo, *se uma série temporal for estacionária, a média, variância e covariância permanecerão as mesmas não importa em que ponto forem mensuradas; isto é, elas serão invariantes no tempo*. Por isso, é necessário que uma variável seja estacionária ao longo do tempo, pois, caso não sejam, não poderão ser relacionadas/generalizadas com outros períodos e com outros dados, por haver uma grande chance que se obter uma regressão espúria.

Para analisar se os dados são estacionários e/ou em quem ordem são estacionários, aplica-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller aumentado (ADF). Mas antes de se aplicar esse teste, observa-se o comportamento da variável, para inferir se há deslocamento ou não ao longo do tempo (se há tendência crescente ou decrescente ou se

segue um passeio aleatório; se há um intercepto que faça com que a variável siga um comportamento não aleatório).

Um outro teste a se observar é o correlograma, esse teste pretende comprovar ou rejeitar se a variável tem um processo estocástico estacionário, ou seja, aleatório. O correlograma é uma função populacional ou amostral da variável obtida através da razão entre covariância dividida pela variância:

$$p_k = \frac{Cov_k}{Var} \text{ ou } \hat{p}_k = \frac{\widehat{cov}_k}{\widehat{var}}$$

Portanto, essa razão, gerará uma saída gráfica que, utilizando da mesma análise observação com deslocamento ou sem deslocamento já definido antes, mostrará se há autocorrelação dos resíduos. Caso não haja, deve-se seguir para o próximo passo, caso contrário, aplica-se até a k-ésima defasagem, em busca de não encontrar autocorrelação na variável.

Apontado o comportamento da variável ao longo do tempo e não apresentada autocorrelação em nível ou k-ésima diferença, pode se aplicar o teste de raiz unitária. O teste de DF segue as seguintes características:

$$Y_t = (p)Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq p \leq 1, \text{ onde: } y \text{ é a variável em observação.}$$

Ao adicionar $(-Y_{t-1})$ em ambos os lados da igualdade:

$$Y_t - Y_{t-1} = (p - 1)Y_{t-1} + u_t \rightarrow \text{onde, } (p - 1) = (\delta)$$

Portanto:

$$\Delta Y_t = (\delta)Y_{t-1} + u_t$$

Logo:

Hipótese nula: se $\delta=0$ e $p=1$, que configura a existência de raiz unitária, assim a série é não estacionária.

Hipótese alternativa: $\delta < 0$ e $p < 1$, que configura a não existência de raiz unitária, assim a série é estacionária.

Assim, o objetivo é que se possa rejeitar a hipótese nula, utilizando a estatística-T, ao nível de 5%. Caso a série seja não estacionária, se faz necessário tirar as primeiras diferenças

até que se atinja a estacionariedade.¹⁶ O teste ADF, segue o mesmo objetivo, porém, com mais robustez em captar correlação dos resíduos (autocorrelação).

Portanto, se as variáveis observadas apresentam significância na comprovação de que são variáveis que seguem um processo estacionário estocástico, é um bom indicativo de que ao se aplicar uma regressão com tais variáveis, não se gerará uma regressão espúria, que serão comprovados pelos testes de causalidade e co-integração. Neste trabalho, como já supracitado, utiliza-se da estimação por VAR.

3.3.2 Auto-regressão Vetorial (VAR)

A abordagem de Vetores Auto-regressivos (VAR) foi desenvolvida por Chirstopher Sims na década de 1980, com o pressuposto em crítica a alguns modelos econométrico que fazem diferenciação entre variáveis, portanto, *“de acordo com Sims, se há uma simultaneidade verdadeira entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas em pé de igualdade; não deveria haver qualquer distinção a priori entre as variáveis endógenas e exógenas.”* Gujarati e Porter (2011, p.778).

Além de manter a mesma igualdade entre as variáveis, o processo de estimação é simples, compatível com absorção de estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Outra vantagem de usar o método de VAR é a consonância com a análise de series temporais e os testes estatísticos de co-integração e causalidade, como pode ser observado em manuais econométricos, como o livro de Gujarati e Porter (2011), por exemplo.

Apesar das vantagens da modelagem VAR, existem algumas críticas ao modelo, tais como: diferentemente dos modelos de equações simultâneas, os modelos VAR são *ateóricos*; o número de defasagens relativamente alta compromete o modelo; a presença de não-estacionariedade ou múltiplos níveis de estacionariedade pode apresentar resultados não satisfatórios, são exemplos expostos em Gujarati e Porter (2011).

Consciente das vantagens e críticas, o presente trabalho utiliza o VAR para observar a relação adaptada proposta por Fisher (1930), de que as ações devem ser um *hedge* contra as expectativas de inflação, antecipada e não antecipadas. Portanto, se introduz as estimativas de inflação juntamente com o índice das ações. Contudo, como o VAR assume, nesse caso, todas as variáveis como endógenas, analisou-se o IBOVESPA como variável dependente, e demais

¹⁶ Nesse caso, caso uma das variáveis apresente não estacionariedade, todas as variáveis terão que ser tiradas as primeiras diferenças.

variáveis como explicativas, na perspectiva de obter $\beta=\gamma=1$ (no caso do δ , não há relevância do seu valor para essa análise da hipótese de Fisher, sendo somente necessário que seja significativo estatisticamente), como pode-se observar logo abaixo:

$$Z_t = \alpha + \beta X_{t-k} + \gamma W_{t-k} + \delta Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

- Z é a taxa de retorno nominal das ações;
- X é a taxa de inflação esperada;
- W é a taxa de inflação não-esperada, dada por taxa de inflação observada/realizada menos taxa de inflação esperada, ou seja, $IPCA_{t-k} - X_{t-k}$;
- ε_t representa os resíduos.
- t indica o período da observação (mês/ano);
- O termo k define o nível de defasagens do modelo.

Para não incorrer ao risco de uma estimação com erro de especificação de defasagens, utilizou-se o pacote “*VAR lag Order Selection Criteria*” do software Eviews 9.5, o qual reúne em uma tabela com critérios para definição de nível de defasagens ótimo para o modelo. Também segue-se o critério da parcimônia, que propõe quanto menos defasagens, melhor para o modelo. Após a estimação, com os resultados obtidos, respeitando as preposições do modelo, são feitos e apresentados adiante os testes finais de séries temporais, para trazer mais robustez a análise proposta.

Os resultados das estimações são avaliados pelas estatísticas T e F , que são tomadas como distribuições normais, pelo Teorema do Limite Central. Portanto, esses dois testes de hipótese, são admitidos com uma distribuição bicaudal e com duas hipóteses, Hipótese Nula (H_0) e a Hipótese Alternativa (H_1):

$H_0 \rightarrow \beta, \gamma \text{ e } \delta = 0$: Nessa ocasião se aceita, que pelo menos um dos coeficientes é igual a zero.¹⁷

$H_1 \rightarrow \beta, \gamma \text{ e } \delta \neq 0$: Se rejeita a Hipótese nula, assumindo que os coeficientes são diferentes de zero, e seguem os valores estimados.

Assim, para se rejeitar a hipótese nula, segundo Wooldridge (2016), o valor das estatísticas T e F obtidas nas estimações (t^* e f^*) em módulo, tem que ser maior, do que os

¹⁷ Mesmo que pela regressão o coeficiente tenha valor positivo, se não puder rejeitar a hipótese nula, o valor do coeficiente encontrado, deve ser desconsiderado. Ler: GUJARATI (2006) e WOOLDRIDGE (2016).

valores críticos (T e F), com os graus de liberdades, presentes nas tabelas estatísticas. Dado o valor crítico e a um nível de significância, têm-se que, se o resultado do teste encontrado for:

$|t| \leq T$ e $|f| \leq F \rightarrow$ não rejeita H_0

$|t| > T$ e $|f| > F \rightarrow$ rejeita H_0 , em favor da hipótese Alternativa.

3.3.3 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger, tem como objetivo analisar se nas séries históricas em análise uma variável causa outra variável, por exemplo, X causa Y. Contudo, as suposições são compostas de duas hipóteses: A hipótese nula é de que não há causa entre as variáveis e a hipótese alternativa propõe causa entre as variáveis, logo pode-se obter causalidade:

1. Unidirecional de X para Y.
2. Unidirecional de Y para X.
3. Bilateral, de X para Y e de Y para X.
4. Independência, onde não se apresenta causa entre as variáveis estimadas.

Portanto, têm-se como construção das hipóteses:

H_0 (Hipótese Nula) $\rightarrow |f| \leq F \rightarrow$ no qual um valor de *prob.* Alto indica que não se deve rejeitar a hipótese nula. Nessa ocasião se aceita, que não existe efeito de causalidade, no sentido de Granger, de uma variável para a outra.

H_1 (Hipótese Alternativa) $\rightarrow |f| > F \rightarrow$ no qual um valor *prob.* Menor do que o nível de significância utilizado, indica que deve-se rejeitar a hipótese nula. Nessa situação, aceita-se que existe ao menos um efeito unidirecional de causalidade, no sentido de Granger, de uma variável para a outra.

Assim, fica evidente que a suposição 4 citada acima, contempla a Hipótese Nula e as suposições 1,2,3 contemplam a Hipótese Alternativa, que são comprovadas pelos requisitos propostos acima. Nesse caso, objetiva-se rejeitar a Hipótese Nula utilizando a estatística-F, ao nível de 5%, no intuito de obter causas unilaterais da inflação esperada e não-esperada para o índice das ações, assim aceitando a Hipótese Alternativa.

3.3.4 Teste de Cointegração

Por fim, o teste de cointegração, como define Caldas (2011), indica que “[...] *quando duas variáveis são cointegradas implicam na existência de um equilíbrio de longo prazo entre elas. A realização do teste de cointegração tem como objetivo detectar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis*”.

O processo para poder afirmar se as variáveis têm uma relação de longo prazo, neste trabalho fora obtida através da aplicação do teste ADF sobre os resíduos da regressão multiplica entre IBOVESPA, inflação esperada e inflação não esperada. Neste processo, segue-se a mesma análise já descrita:

Hipótese nula: se $\delta=0$ $p=1$, que configura a existência de raiz unitária, assim os resíduos são não estacionários. Logo não há relação de longo prazo.

Hipótese alternativa: $\delta < 0$ e $p < 1$, que configura a não existência de raiz unitária, assim os resíduos são estacionários. Logo há relação de longo prazo.

Portanto, para que se comprove a cointegração entre as variáveis, deve-se rejeitar a hipótese nula com base na estatística-T, a um nível de significância de 5%, desde que, não haja autocorrelação.

3.4 O MODELO E SUAS VARIÁVEIS

Diante do exposto, o modelo a ser testado é um VAR, composto por uma variável dependente (Ibovespa) e por três variáveis explicativas, expectativa de inflação, inflação não esperada e do próprio Ibovespa, bem como suas defasagens, Na análise por VAR, utilizada para testar se no mercado acionário brasileiro há *hedge* contra a inflação, serão estimadas cinco regressões, listadas a seguir, de forma a considerar as possíveis variáveis representativas da inflação esperada, visando garantir robustez ao resultado da pesquisa. Contudo, é importante salientar que todas elas partem da equação 1, apresentada anteriormente.

$$IBOV = \alpha + \beta IPCA(-1)_{-n} + \gamma RIPC(-1)_{-n} + \delta IBOV_{-n} + \varepsilon \quad (2)$$

$$IBOV = \alpha + \beta IPCA(-4)_{-n} + \gamma RIPC(-4)_{-n} + \delta IBOV_{-n} + \varepsilon \quad (3)$$

$$IBOV = \alpha + \beta IPCA/SELIC(-4)_{-n} + \gamma RIPC/SELIC(-4)_{-n} + \delta IBOV_{-n} + \varepsilon \quad (4)$$

$$IBOV = \alpha + \beta FOCUS100_{-n} + \gamma RFOCUS100_{-n} + \delta IBOV_{-n} + \varepsilon \quad (5)$$

$$IBOV = \alpha + \beta S.E.M_{-n} + \gamma RS.E.M_{-n} + \delta IBOV_{-n} + \varepsilon. \quad (6)$$

Onde: α é o intercepto; β , γ e δ são os coeficientes angulares das expectativas de inflação esperada e não esperada e da variável dependente defasada, respectivamente; ε são os resíduos e n é o número de defasagens que será definido por “*VAR lag Order Selection Criteria*” do software Eviews 9.5, apresentado na seção anterior.

Na proposição de análise deste trabalho, seguindo os pressupostos da Teoria Modificada de Fisher (1930), o modelo é composto por uma variável dependente e por duas variáveis independente, conforme destacado a seguir:

Variável Dependente:

- a) (IBOV): o Ibovespa é um índice criado pela BM&FBOVESPA, que mede o rendimento médio das maiores e melhores ações negociadas no período. Assim, o índice acionário, respeitando tais critérios, são observadas as taxas de variações mensais do período de janeiro de 2006 a dezembro de 2016, a fim de obter um número satisfatório de 132 observações.

Variáveis Independentes:

As variáveis independentes, respeitam o critério da Hipótese de Modificada de Fisher (1930), de serem variáveis que representam expectativas do mercado, e não simplesmente variáveis realizadas. Portanto, as expectativas de inflação testadas foram obtidas através de estimações lineares do IPCA, da proxy de Magalhães (1982), LTN, e através das consultas FOCUS100 e do (S.E.M).

- b) LTN (-1) e RLTN (-1): as Letras do Tesouro relacionadas a taxa Selic foram utilizadas como proxy, conforme Magalhães (1982) propôs, ciente das indagações inerentes propostas pelo mesmo autor. A primeira é que na estimação linear:

$$IPCA = \alpha + \beta LTN_{-1} + \varepsilon \quad (7)$$

Onde, o β tem que ser igual ou próximo a 1 para a variável poder ser utilizada como *proxy* e que as taxas de inflação (esperada e não-esperada) não podem ser correlacionadas, portanto, as taxas de juros associadas ao tesouro não podem apresentar auto-correlação dos resíduos – os resíduos da estimação seguem como a inflação não-esperada (RLTN) – pois, fere a eficiência dos mercados e a suposição que os juros reais totais são constante.

Na estimação, o resultado obtido para β fora menor que 1 (0,104237)¹⁸ e pelo teste de Durbin-Watson apresenta-se auto-correlação dos resíduos, o que inviabiliza o uso dessa proxy.

- c) IPCA(-1) e RIPC(-1): essa estimação utilizou um processo de primeira diferença (defasagem) para compor as expectativas de inflação. Esse processo foi baseado em Gujarati e Porter (2011). Segue-se como uma estimação linear com base na expectativa adaptativas, de modo que se obtém: $IPCA = \alpha + \beta IPCA_{-1} + \varepsilon$. A utilização deste modelo é justificada pela simplicidade da estimação e resultados satisfatórios para o pretendido, como a não presença de autocorrelação (D-W = 1,902552) e um $R^2 = 0,463522$. Assim, o resultado obtido através dessa estimação, representa a expectativa de inflação com base em uma defasagem (IPCA-1) e os resíduos como a inflação não-esperada (RIPC(-1)), com um total de 132 observações.
- d) IPCA(-4) e RIPC(-4): esta variável criada segue a mesma sequência da variável anterior. Obtida através do modelo apresentado por Gujarati e Porter (2011), porém, diferentemente da estimação anterior, esta é composta por 4 defasagens ao invés de 1. Logo:

$$IPCA = \alpha + \beta IPCA_{-1} + \beta IPCA_{-2} + \beta IPCA_{-3} + \beta IPCA_{-4} + \varepsilon. \quad (8)$$

Pelo teste de autocorrelação, pode-se rejeitar a existência desse número de defasagens, (D-W = 2,040559) e um $R^2 = 0,467358$. Assim, o resultado obtido através dessa estimação, representa a expectativa de inflação com base em uma defasagem (IPCA-4) e os resíduos como a inflação não-esperada (RIPC(-4)), com um total de 132 observações.

- e) IPCA/SELIC(-4) e RIPC/SELIC(-4): segue uma estimação linear múltipla proposta por Flores (2009). A suposição é que a taxa de juros Selic e a taxa de inflação (IPCA) passadas são variáveis representativas para se prever a inflação. O modelo pode ser escrito como:

$$IPCA = \alpha + \beta IPCA_{-1} + \beta IPCA_{-2} + \beta IPCA_{-3} + \beta IPCA_{-4} + \gamma SELIC_{-1} + \gamma SELIC_{-2} + \gamma SELIC_{-3} + \gamma SELIC_{-4} + \varepsilon. \quad (9)$$

Onde, através desta estimação obtém uma série de 132 observações para a expectativa esperada e para não esperada. Assim, essa estimação resultou em um R^2 próximo de 50%

¹⁸ Resultados presentes no anexo deste trabalho.

de poder explicativo e não há presença de autocorrelação pelo teste de Durbin-Watson (2,008614), como pode ser verificado nos Apêndices.

- f) FOCUS100 e RFOCUS100: o índice da Focus100 uma variável que reflete a expectativa de alguns agentes do mercado sobre a inflação futura, que não fere o princípio da expectativa da Hipótese de Fisher (1930), pois, se trata de observações de agentes econômicos sobre suas expectativas econômicas, nesse caso, a inflação esperada por esse grupo de controle composto por 100 indivíduos, como exposto anteriormente. Porém, dentro da literatura, encontra-se críticas a este boletim divulgado pelo BANCEN, tanto no aspecto d)]e indícios que mostram uma percepção dos indivíduos que fazem parte da amostra em influenciar ao seu favorecimento a taxa de juros, quanto comparações que mostram resultados estatísticos mais significativos para a representação das expectativas de inflação através de estimações lineares e/ou não-lineares do que o próprio Focus100, como por exemplo, Arruda et al (2011), Lima e Alves (2011), Kohlscheen (2012). Apesar disso, manteve-se a variável, para observar se apresenta resultados significativos na análise de *hedge*. Portanto, o Focus100 é utilizado como um indicador de expectativa dos agentes à inflação mensal, sem defasagens e a diferença pontual entre IPCA - FOCUS100, corresponde a inflação não esperada (RFOCUS100).
- g) S.E.M segue o mesmo princípio do Focus100, trata-se de expectativas de agentes. Nesse caso, a diferença consta no fato que as expectativas são formuladas por uma média gerenciada pelo Banco Central e no caso referente aos índices de preços, existem 130 instituições cadastradas fornecendo suas expectativas. Assim o indicador S.E.M é a expectativa dos agentes à inflação mensal, sem defasagens e a diferença pontual entre IPCA - S.E.M, corresponde a inflação não esperada (RS.E.M).

Inicialmente, foram coletados os dados representativos em relação ao retorno acionário e índice de inflação, nesse caso, o Ibovespa e o IPCA, respectivamente.

A escolha do Ibovespa, se dá por ser o índice de ações mais utilizado no Brasil, sendo este, um indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro. O Ibovespa é um índice de retorno total e é composto das ações e units¹⁹ exclusivamente de ações de companhias listadas na BM&FBOVESPA que corresponda aos critérios, que segundo BM&FBOVESPA (2016) são:

1. Estar entre os ativos elegíveis que, no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores, em ordem decrescente de Índice de Negociabilidade (IN), representem em conjunto 85% (oitenta e cinco por cento) do somatório total desses indicadores.
2. Ter presença em pregão de 95% (noventa e cinco por cento) no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores.
3. Ter participação em termos de volume financeiro maior ou igual a 0,1% (zero vírgula um por cento), no mercado a vista (lote-padrão), no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores.
4. Não ser classificado como “Penny Stock”²⁰.

A amostra do Ibovespa foi obtida no *site* IPEADATA, sendo utilizada sua variação percentual mensal para dados referentes período de janeiro de 2006 a dezembro de 2016, um total de 132 observações.

A inflação será representada por dados do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), por ser o mais relevante dos índices empregados no Brasil no que se refere à política monetária, já que foi escolhido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o sistema de metas para a inflação implementado em junho de 1999 (BACEN, 2016). Destaca-se que os índices de preços, segundo o relatório anual do Banco Central (BANCEN), são números que agregam e representam os preços de determinada cesta de produtos. Sua variação mede, portanto, a variação média dos preços dos produtos dessa cesta, logo, são os índices de preços ao consumidor, que medem a variação do custo de vida de segmentos da população.

¹⁹ Units são ativos compostos por mais de uma classe de valores mobiliários, como uma ação ordinária e um bônus de subscrição, por exemplo, negociados em conjunto. As units são compradas e/ou vendidas no mercado como uma unidade. (*Site* BM&FBovespa).

²⁰ Uma ação ser negociada a um preço inferior a R\$ 2. (BM&FBOVESPA, 2016).

A escolha do IPCA ao invés do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), por exemplo, apesar do IGP-M ter maior relação com o mercado financeiro do país, segundo o mesmo relatório do BANCEN, não é um indicador de preços para os consumidores. Portanto, como as expectativas serão formuladas com base nos agentes econômicos, que são consumidores, o IPCA é mais representativo. Os dados do IPCA se encontram acessíveis pela página do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série obtida vai de setembro de 2005 a dezembro de 2016,²¹ com 136 observações.

A abordagem da medição da relação deste tipo de variáveis, pressupõe que a estrutura de inflação utilizada seja composta por expectativa. Os dados do IPCA serão utilizados para a estimação da inflação não esperada, ao subtrair do seu valor a taxa de inflação esperada. Como variável representativa da taxa de inflação esperada, com base no referencial teórico, foram testadas quatro variáveis, a saber: Letras do Tesouro Nacional (LTN), Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), Focus100 e Sistema de Expectativas do Banco Central (S.E.M.).

As Letras do Tesouro Nacional (LTN), segundo a Secretaria do Tesouro Nacional, são títulos prefixados, o que significa que sua rentabilidade é definida no momento da compra. A rentabilidade é dada pela diferença entre o preço de compra do título e seu valor nominal no vencimento, essa diferença é conhecida como deságio do título. Para calcular a variação mensal, aplicou-se uma média: $Tx_m = \frac{\sum_n^1 (TaxaCompraManhã)_n}{n}$, onde n é o número de dias presente naquele mês. Em seguida aplica-se o cálculo da taxa equivalente: $Tx_{eqv} = ((1 + Tx_m)^{(1/12)}) - 1$. Por fim, multiplica-se a taxa equivalente por 100, para obter a taxa mensal: $Tx_{men} = Tx_{eqv} \times 100$. Isso se aplica a todos os meses de dezembro de 2005 a dezembro de 2016. As LTN associadas à taxa Selic, seguem como proxy²² proposta por Magalhães (1932) e estão disponíveis no *site* do Tesouro Nacional.

Outra variável introduzida na composição deste trabalho, é a taxa de juros do Brasil. A utilização dela se dá a partir da replicação do método de Flores (2009) em criar as expectativas de inflação esperada dos agentes, com base na taxa de juros e no índice de preços, com quatro defasagens cada variável. Nesse caso a taxa de juros utilizada foi a Selic - Sistema Especial de Liquidação e de Custódia – que corresponde a uma taxa básica que é

²¹Os dados do IPCA seguem um período maior de observações, pois ao se estimar a regressão linear para criação de expectativas de inflação com 4 defasagens, as variáveis de inflação esperada e não esperadas terão 132 observações, como a variável Ibovespa.

²²Proxy é atualização de uma variável no lugar de outra variável desejada, porém que não existe quantitativamente.

utilizada como referência para o cálculo das demais taxas de juros cobradas pelo mercado e para definição da política monetária praticada pelo Governo Federal do Brasil.

Criada em 1979, segundo o site do Banco Central, “*para fins de cálculo da taxa, são considerados os financiamentos diários relativos às operações registradas e liquidadas no próprio Selic e em sistemas operados por câmaras ou prestadores de serviços de compensação e de liquidação.*” Assim, a série obtida vai de setembro de 2005 a dezembro de 2016, com 136 observações.

Outra variável testada como representativa das expectativas de inflação mercado, disponibilizada pelo Banco Central. Ela decorre de uma pesquisa de mercado, denominada de Sistema de Expectativas de Mercado (S.E.M.), que são projeções elaboradas por instituições que atuam no mercado financeiro, tais como bancos, gestoras de recursos e consultorias, que possuem equipes especializadas que projetam as principais variáveis macroeconômicas, como é apresentado no relatório, como descreve o relatório do Banco Central (2016). Segundo o mesmo documento, tem sua origem a partir de 1999, como um mecanismo de obter informações do mercado a respeito da conjuntura econômica através dos principais indicadores. Os dados são fornecidos por instituições previamente cadastradas, e as informações são restritas e geridas pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) do Banco Central. As informações disponíveis, estão em médias, medianas, desvios-padrão, coeficientes de variação, valores mínimos e máximos das expectativas registradas pelos participantes. Nesse caso, foram utilizados os dados de médias mensais de expectativas do IPCA de dezembro de 2005 a dezembro de 2016.

A última variável avaliada foi o FOCUS100, que é um boletim divulgado semanalmente pelo Banco Central do Brasil (BC ou BACEN). O Boletim Focus é um relatório que contém uma série de projeções sobre a economia brasileira coletadas junto a alguns dos principais economistas em atuação no país. O FOCUS100, é uma análise dos 100 principais analistas, investidores ou economistas, a respeito de suas expectativas para o futuro da economia, nesse caso, a observação de interesse é a expectativa de inflação para estes agentes, segundo o site do Banco Central. A amostra trabalhada é de dezembro de 2005 a dezembro de 2016.

4. RESULTADOS

Diante do exposto na metodologia, aplicou-se sobre as variáveis LTN, IPCA, S.E.M, FOCUS100 e IBOVESPA, e nas cinco equações também descritas no capítulo anterior, o teste de raiz unitária, a análise do modelo VAR, o teste de cointegração e o teste de causalidade.

4.1 ANÁLISES DAS VARIÁVEIS

Nesta seção são expostos os resultados dos testes aplicados sobre as variáveis, de forma individual, e posterior os resultados encontrados das relações entre as variáveis, por este trabalho, utilizadas.

4.1.1 TESTES SOBRE EXPECTATIVAS

Para formular a inflação esperada e não-espera, primeiro, se testou a *proxy* de Magalhães (1982), de forma adaptada aos dados disponíveis de LTN. Ao se testar tal *proxy* estimando a equação 7. apresentada no capítulo anterior, observou-se que o critério do coeficiente de resposta (β), pela forma proposta pelo autor, com as variáveis utilizadas neste estudo, foi diferente de 1 (encontrou-se $\beta = 0,104237$), além da presença de autocorrelação residual ($D-W = 0,631673$), não sendo estatisticamente significativa, ao nível de 5% de significância, como pode ser verificado no Apêndice A, o que impossibilita o uso da *proxy*.

As estimações feitas através de IPCA (-1), IPCA (-4) e IPCA/SELIC(-4), apresentam resultados satisfatórios, como pode ser observado nos Apêndices B, C e D, respectivamente. Em nenhuma das séries se observou autocorrelação serial pelo teste D-W, obteve-se 1.902552, 2.040559 e 2.008614, respectivamente. Os resultados do R ajustados (R^2), são aceitáveis e significativos ao nível de 5% de significância.

4.1.2 TESTE SOBRE ESTACIONARIEDADE

Primeiro, foi feita uma análise gráfica (Apêndices E) a respeito do comportamento das séries (análise individual), que é importante para ver se existe algum comportamento tendencioso ao longo do tempo. Observou que todas as séries seguem um padrão aleatório em torno de 0, sem deslocamento (isto é, sem tendência e sem intercepto).

Em outro ponto, foi analisado o correlograma, para verificar se existe autocorrelação. Os resultados, apresentados em Apêndices F, mostram que as variáveis IBOVESPA, todas as estimativas de inflação não-esperada e FOCUS100 não tem autocorrelação em nível; e todas as estimações de inflação esperada não tem autocorrelação em primeira diferença.

Por fim, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) em Apêndices G para ver se há raiz unitária nas variáveis. Como todas as variáveis apresentaram um comportamento puramente aleatório, o teste foi feito sem deslocamento, isto é, sem tendência e sem intercepto. Como visto nas análises do correlograma das séries apresentado em Apêndices H, os resultados de todas as estimações de inflação esperada só foram significativos em primeiras diferenças, logo são estacionárias em primeira diferença. As demais séries apresentam estacionariedade em nível, e por consequência todas as séries não tem raiz unitária, o que é um sinal que as regressões não serão espúrias. Para ser mais preciso, pelo teste de Teste D-W, todas as variáveis se situaram entre o intervalo de 1.85 e 2.15, algumas somente em primeira diferença como já comentado, o que reforça que as séries não apresentam autocorrelação. Os coeficientes (δ) são diferentes de 0, o que é um sinal para rejeição da hipótese nula de que há raiz unitária. Os valores de ADF são aceitos ao nível de 5% de confiança, assim, pode-se rejeitar a hipótese nula.

Logo, com todos esses testes de séries temporais aplicados em cada uma das variáveis, mostram que são significativos e pode-se continuar a análise no objetivo de observar se há relação entre o índice do Ibovespa e esperanças inflacionárias, como pode-se observar no quadro abaixo.

Quadro 1 – Teste Sobre as Variáveis.

Variável	Viabilidade ²³	Comportamento	Estacionária	ADF (prob)
IBOV	--	Sem deslocamento	Em nível	0,0000
IPCA(-1)	Sim	Sem deslocamento	1ª diferença	0,0000
RIPCA(-1)	Sim	Sem deslocamento	Em nível	0,0000
IPCA(-4)	Sim	Sem deslocamento	1ª diferença	0,0000
RIPCA(-4)	Sim	Sem deslocamento	Em nível	0,0000
IPCA/SELIC (-4)	Sim	Sem deslocamento	1ª diferença	0,00000

²³ A viabilidade é definida, em primeiro momento pelo critério do coeficiente β para o caso da *proxy* de Magalhães (1982), pelos testes *T* e *F* ao nível de 5% de significância e pelo teste D-W de autocorrelação.

RIPCA/SELIC(-4)	Sim	Sem deslocamento	Em nível	Rejeita H0
LTN(-1)	Não	-----	-----	-----
RLTN(-1)	Não	-----	-----	-----
FOCUS100	Sim	Sem deslocamento	Em nível	0,0000
RFOCUS100	Sim	Sem deslocamento	Em nível	0,0000
S.E.M	Sim	Sem deslocamento	1ª diferença	0,0000
R S.E.M	Sim	Sem deslocamento	Em nível	0,0000

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

4.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES

Considerando válidas a utilização das variáveis presentes nas equações 2, 3, 4, 5 e 6, expostas no capítulo de metodologia, sobretudo, pelos resultados favoráveis dos testes de estacionariedade, deu-se prosseguimento a análise.

4.2.1 VAR

Diante do resultado das regressões estimadas sob a metodologia VAR, apresentados em Apêndices VIII em nenhuma das 5 equações estimadas, pode-se rejeitar a Hipótese Nula (H_0) de que os interceptos β e λ , são estatisticamente, diferentes de zero, ao nível de 5% de significância. Dada a presença da Hipótese Nula (H_0) neste trabalho, não se pode afirmar que os valores dos interceptos, na relação entre as ações e a inflação esperada e não esperada, é positiva ou negativa. Portanto, resta afirmar que não há relação entre as variáveis inflação esperada e inflação não-esperada com o retorno das ações no mercado de ações do Brasil no período estudado, e que não se pode comprovar a Hipótese de Fisher (1930) de que os ativos são uma cobertura (*hedge*) para as variações da inflação.

Quadro 2 – Teste *F* sobre as equações.

Modelo	Coefficiente F da estimação	Teste F (5% de significância)	Hipótese nula (H_0 : pelo menos um dos coeficientes é igual a zero)
Equação 2	2,170381	2,68	Não se rejeita.
Equação 3	0,586832	2,68	Não se rejeita.
Equação 4	1,548244	2,68	Não se rejeita.
Equação 5	1,658304	2,68	Não se rejeita.
Equação 6	1,643904	2,68	Não se rejeita.

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Esses resultados demonstram que pelo menos um dos interceptos não é diferente de zero. Pelo teste t , tem-se a confirmação, estatisticamente, quais são iguais a zero. Portanto, como pode ser visto no quadro 3, nenhum dos parâmetros estimados são diferentes de zero, impedindo rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes estimados são diferentes de 0 ao nível de 5% de confiança.

Quadro 3 – Teste T sobre as equações.

Modelo	Coefficientes estimados	Teste t (5% de significância)	Hipótese nula (H_0 : coeficiente igual a zero)
Equação 2	$\beta = 0,50209$	1,645	Não se rejeita.
	$\lambda = -1,46027$	1,645	Não se rejeita.
	$\delta = 1,98653$	1,645	Rejeita.
Equação 3	$\beta = 0,40877$	1,645	Não se rejeita.
	$\lambda = -1,42626$	1,645	Não se rejeita.
	$\delta = 1,94291$	1,645	Rejeita.
Equação 4	$\beta = -0,42489$	1,645	Não se rejeita.
	$\lambda = -0,67187$	1,645	Não se rejeita.
	$\delta = 1,92628$	1,645	Rejeita.
Equação 5	$\beta = -0,5774$	1,645	Não se rejeita.
	$\lambda = -0,90975$	1,645	Não se rejeita.
	$\delta = 1,98968$	1,645	Rejeita.
Equação 6	$\beta = -0,03102$	1,645	Não se rejeita.
	$\lambda = -0,89251$	1,645	Não se rejeita.
	$\delta = 1,97737$	1,645	Rejeita.

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Os testes de causalidade, como se observar no quadro 4, corroboram para confirmar tais resultados, dado que não se observa resultados significativos estatisticamente, para rejeitar a hipótese nula de não causalidade entre as variáveis (exceto em Ibovespa causar RS.E.M), seja, causalidade unilateral ou bilateral, aceitando a suposição de Independência, onde não se apresenta causa entre as variáveis estimadas, apresentada na metodologia deste trabalho, apesar dos resultados do teste de cointegração listados no quadro 5 exibirem uma relação de longo prazo significativa para as 5 estimações²⁴.

²⁴ Resultados completos na seção apêndices.

Quadro 4 – Teste de Causalidade de Granger.

Modelo	Sentido da causalidade	Prob.	Hipótese nula (H_0 : não existe efeito de causalidade, no sentido de Granger)
Equação 2	$IBOV \rightarrow E(\pi)$	0,5421	Não se rejeita.
	$E(\pi) \rightarrow IBOV$	0,6259	Não se rejeita.
	$IBOV \rightarrow NE(\pi)$	0,1378	Não se rejeita.
	$NE(\pi) \rightarrow IBOV$	0,1465	Não se rejeita.
Equação 3	$IBOV \rightarrow E(\pi)$	0,6096	Não se rejeita.
	$E(\pi) \rightarrow IBOV$	0,6801	Não se rejeita.
	$IBOV \rightarrow NE(\pi)$	0,2110	Não se rejeita.
	$NE(\pi) \rightarrow IBOV$	0,1544	Não se rejeita.
Equação 4	$IBOV \rightarrow E(\pi)$	0,8444	Não se rejeita.
	$E(\pi) \rightarrow IBOV$	0,7369	Não se rejeita.
	$IBOV \rightarrow NE(\pi)$	0,6113	Não se rejeita.
	$NE(\pi) \rightarrow IBOV$	0,5354	Não se rejeita.
Equação 5	$IBOV \rightarrow E(\pi)$	0,2973	Não se rejeita.
	$E(\pi) \rightarrow IBOV$	0,8122	Não se rejeita.
	$IBOV \rightarrow NE(\pi)$	0,5349	Não se rejeita.
	$NE(\pi) \rightarrow IBOV$	0,4581	Não se rejeita.
Equação 6	$IBOV \rightarrow E(\pi)$	0,5905	Não se rejeita.
	$E(\pi) \rightarrow IBOV$	0,3588	Não se rejeita.
	$IBOV \rightarrow NE(\pi)$	0,0360	Se rejeita.
	$NE(\pi) \rightarrow IBOV$	0,8307	Não se rejeita.

Fonte: Saída do Eviews adaptada. Resultados considerando o nível de significância de 5%.

Quadro 5 – Teste de Cointegração.

Modelo	Coefficiente F da estimação	Teste F (5% significância)	Hipótese nula (H_0 : os resíduos são não estacionários. Logo não há relação de longo prazo)
Equação 2	-9.656447	-1.943285	Rejeita.
Equação 3	-9.763191	-1.943285	Rejeita.
Equação 4	-9.821162	-1.943285	Rejeita.
Equação 5	-9.75822	-1.943285	Rejeita.
Equação 6	-9.6532	-1.943266	Rejeita.

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Para acrescentar robustez aos resultados encontrados, também estimou-se as 5 equações por Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O). Os resultados confirmam, mais uma vez que não se pode rejeitar a Hipótese Nula (H_0) e dessa vez, há presença de autocorrelação dos resíduos pelo teste D-W.²⁵ Como forma de correção, aplicou-se as Estimações em Dois Estágios (Variáveis Instrumentais – V.I.)²⁶ para eliminar a autocorrelação, além de se esperar poder rejeitar a hipótese nula, porém não fora possível (apesar das V.I. serem significativas e melhorarem os resultados autocorrelação residual, não se rejeita H_0)²⁷. A estimação foi feita pelo software Stata14.

Assim, a partir dos resultados encontrados, com os devidos testes e análises para se evitar incorrer no erro de tipo I (rejeitar a hipótese nula quando é verdadeira, Gujarati e Porter 2011), não se observa *hedge*, isto é, não há proteção das ações contra a inflação no mercado acionário brasileiro para o período de janeiro de 2006 a dezembro de 2016, confirmando, assim, a hipótese da presente pesquisa.

²⁵ Resultados na seção apêndices.

²⁶ O método V. I. permite estimações consistentes quando as variáveis explicativas são correlacionados com os termos de erro de uma relação de regressão. Para mais informações ler: WOOLDRIDGE, 2016.

²⁷ Neste caso, só foi aplicado o teste nas equações 2 e 6 apresentadas na metodologia.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo propõe testar, no mercado de ações brasileiro no período de 2006 a 2016, a hipótese de Fisher, de que as ações brasileiras funcionam como uma forma de proteção (hedge) para o investidor, ou seja, se investir em ações em períodos inflação garante ganhos de rendimentos. Assim foram atualizados os resultados a respeito do teste da Hipótese de Fisher no mercado acionário brasileiro. Contudo, os resultados aqui obtidos, demonstram que não há relação estatisticamente significativa entre a inflação e o índice do Ibovespa, rejeitando, assim, a hipótese de Fisher, corroborando os resultados das pesquisas anteriores realizadas por Fama (1981) e Solnik (1983) em suas respectivas análises nos EUA, em Merikas (2002) também observa a rejeição da hipótese de Fisher na Alemanha. No Brasil, tal hipótese é rejeitada, por exemplo, em Contador (1972), Machado (1985), Nunes et al (2005), Flores (2009). Na Índia, é rejeitada no trabalho Kumari (2011) e no Quênia por Barnor (2014).

Buscando trazer o máximo de robustez ao conjunto de variáveis explicativas, foram testadas algumas variáveis que iriam representar no modelo as expectativas para a inflação. Se aplicou a *proxy* de Magalhães (1982), a *proxy* de Flores (2009), além das regressões lineares considerando os valores do próprio IPCA defasados, que compuseram uma estrutura próxima à expectativas adaptativas. Também foram utilizados os índices oficiais do Banco Central de expectativas de mercado – Focus100 e Sistema de Expectativas de Mercado, algo a ser ressaltado é que nesse tipo de análise, a utilização dos mesmos é algo inédito – para os indicativos de inflação, que surgem como expectativas racionais. Com isso foram estimadas cinco regressões utilizando a abordagem VAR para séries temporais, com estimações por mínimos quadrados ordinários e estimação em dois estágios, utilizando variáveis instrumentais, ambos demonstrando resultados similares.

A pesquisa se aprofundou na identificação da variável representativa das expectativas de inflação, demonstrando no contexto do período da pesquisa e nas mudanças do funcionamento das Letras do Tesouro Nacional a rejeição da *proxy* apresentada por Magalhães (1982). Econometricamente houve uma preocupação com a aceitação de estacionariedade das variáveis e a não rejeição da Hipótese Nula do teste F, em que averiguou-se que todos os coeficientes angulares são iguais a zero (exceto o coeficiente angular do próprio Ibovespa defasado).

Em termos macroeconômicos, pode-se dizer que o índice da bolsa de valores do país utilizado na pesquisa (IBOVESPA) e o comportamento esperado da inflação seguem desempenhos distintos, não podendo afirmar causa ou cobertura para as oscilações ou choques econômicos refletidos nos preços.

Para os agentes econômicos, os resultados encontrados podem ser de valor para suas tomadas de decisões, principalmente, aos que pretendem investir em ações somente para se proteger da inflação. Como demonstrado nesse estudo, a inflação e as ações seguem dinâmicas diferentes, portanto não se pode afirmara que esse tipo de investimento gerará cobertura às oscilações de preços. Assim, supõe-se que investimentos de renda fixa sejam aconselháveis para esse tipo de investidor.

Como sugestões para trabalhos futuros, para maior robustez aos resultados encontrados, pode-se utilizar outros índices de ações, como os índices de ações setoriais. Pode-se, também, testar as hipóteses de Feldstein (1980) efeito fiscal; Fama (1981) efeito *proxy* e Geske and Roll (1983) causalidade reversa. Além de observar o nível de resposta das ações a outros tipos de variáveis macroeconômicas, como taxa de câmbio, PIB, produção industrial e taxa de juros, por exemplo. Pelo lado dos investidores, pode-se tentar identificar que tipo(s) de investimento(s) apresenta(m) cobertura (*hedge*) à inflação, a título de sugestão, os títulos públicos de curto e longo prazo, com os mais diferentes indexadores, ou outros tipos de investimentos em renda fixa, além de compra de patrimônio, como por exemplo, imóveis.

REFERÊNCIAS

ADAM, Anokye M.; FRIMPONG, Siaw. *Can Stocks Hedge Against Inflation in the Long Run: Evidence from Ghana Stock Market*. 2010. Disponível em: < https://papers.ssrn.com/soL3/papers.cfm?abstract_id=1585577 > Acesso em: 9 de novembro de 2017.

ADVFN. Disponível em: < <https://br.advfn.com/> > Acesso em: 21 de março de 2017.

ARAÚJO, Eurilton; DA SILVA BASTOS, Felipe Augusto. *The relationship of stock returns, interest rates, economic activity and inflation: evidence from Latin America/Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina*. Brazilian Business Review, v. 5, n. 1, p. 49-91, 2008. Disponível em: < <http://go.galegroup.com/ps/i.do?id=GALE%7CA381409453&sid=googleScholar&v=2.1&it=r&linkaccess=fulltext&issn=1807734X&p=AONE&sw=w> > Acesso em: 13 de novembro de 2017.

ARAÚJO, Rodrigo de. **Ativos e a inflação: uma aplicação empírica na economia brasileira pós regime de metas inflacionárias**. 2007. Disponível em: < <http://dspace.insper.edu.br/xmlui/handle/11224/1100> > Acesso em: 20 de maio de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/pt-br#!/home> > Acesso em: 21 de março de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Índices de Preços no Brasil - Série Perguntas mais Frequentes**. Brasília, 2016. Disponível em: < <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%20-%20C3%8Dndices%20de%20Pre%C3%A7os%20no%20Brasil.pdf> > Acesso em: 30 de novembro de 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema de Expectativas de Mercado. Disponível em: < <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas> > Acesso em: 21 de março de 2017.

BARNOR, Charles. **The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns in Ghana (2000-2013)**. 2014. Tese de Doutorado. Walden University. Disponível em: < <http://search.proquest.com/openview/304d6d1e4853306e3b69b7afe96ba0c0/1?pq-origsite=gscholar&cbl=18750&diss=y> > Acesso em: 8 de outubro de 2017.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia** / Olivier Blanchard ; tradução: Cláudia Martins, Mônica Rosemberg ; revisão técnica: Eliezer Martins Diniz. 4ª ed. – São Paulo : Pearson Prentice Hall, 2007.

BM&FBOVESPA. Disponível em: < <http://www.bmfbovespa.com.br/> > Acesso em: 30 de novembro de 2017.

BM&FBOVESPA. **Metodologia do Índice Bovespa**. São Paulo, Abril, 2015. Disponível em: < <http://www.bmfbovespa.com.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A828D29514A326701516E695D7F65C0> > Acesso em: 30 de novembro de 2016.

CALDAS, Bruno Breyer. **Teste de validação da hipótese de Fisher: uma análise por VECM para 40 países**. Revista Anpec, v. 20, n.1, 2011. Disponível em: <<https://www.anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/000-19948d7aa2145411cd43a38bb0fc5d23.pdf>> Acesso em: 4 de outubro de 2016.

CARVALHO, F. J. C, et al. **Economia monetária financeira: teoria e política**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007 – 3ª reimpressão.

CONTADOR, Cláudio Roberto. **Política monetária, inflação e mercado de ações no Brasil: uma síntese de conclusões**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, v. 32, n.3, 1974. Disponível em: < <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/135>> Acesso em: 16 de outubro de 2016.

FAMA, Eugene F. **Stock returns, expected returns, and real activity**. The Journal of Finance, v. 45, n. 4, p. 1089-1108, 1990. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1990.tb02428.x/full> > Acesso em: 6 de outubro de 2017.

FAMA, Eugene F. **Stock returns, real activity, inflation, and money**. The American Economic Review, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/1806180> > Acesso em: 6 de outubro de 2017.

FAMA, Eugene F.; SCHWERT, G. William. **Asset returns and inflation**. *Journal of financial economics*, v. 5, n. 2, p. 115-146, 1977. Disponível em: < <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304405X77900149> > Acesso em: 12 de novembro de 2017.

FELDSTEIN, Martin S. **Inflation, tax rules, and investment: some econometric evidence**. 1980. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w0577> > Acesso em: 6 de outubro de 2017.

FLORES, Nilton Tadeu Nascimento. **O mercado de ações como hedge contra inflação: uma análise pré e pós plano real**. 2009. Disponível em: < <http://tede.mackenzie.br/jspui/handle/tede/737> > Acesso em: 20 de maio de 2017.

GITMAN, Lawrence Jeffrey. **Princípios de Administração Financeira**. Pearson Addison Wesley, 10ª edição. São Paulo-SP, 2004.

GUJARATI; D. N. **Econometria Básica: 4ª Edição**. Rio de Janeiro. Elsevier- Campus, 2006.

IBBOTSON, Roger G.; SINQUEFIELD, Rex A. **Stocks, bonds, bills, and inflation: simulations of the future (1976-2000)**. The Journal of business, v. 49, n. 3, p. 313-338, 1976. Disponível em: < <http://www.jstor.org/stable/2352557> > Acesso em: 22 de outubro de 2016.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>> Acesso em: 21 de março de 2017.

IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>> Acesso em: 21 de março de 2017.

KUMARI, Jyoti. *Stock returns and inflation in India: An empirical analysis*. 2011. Disponível em: < https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2510329 > Acesso em: 9 de novembro de 2017.

LEE, BONG-SOO. *Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation*. The Journal of Finance, v. 47, n. 4, p. 1591-1603, 1992. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04673.x/full> > Acesso em: 9 de outubro de 2017.

LICHA, Antonio Luis. **Teoria da política monetária: uma abordagem em nível intermediário**. – Rio de Janeiro, RJ: Alta Books, 2015. 480 p.

MACHADO, Marcos Fernandes. **Ações como “hedge” contra a inflação**. Rio de Janeiro, 1985. Disponível em: < <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/7930>> Acesso em: 22 de outubro de 2016.

MAGALHÃES, Uriel. **Retornos de ativos e inflação: a experiência brasileira**. Revista Brasileira de Economia, v. 36, n. 4, 1982. Disponível em: < <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/296>> Acesso em: 4 de outubro de 2016.

MARSHALL, David A. *Inflation and asset returns in a monetary economy*. The Journal of Finance, v. 47, n. 4, p. 1315-1342, 1992. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04660.x/full> > Acesso em: 9 de outubro de 2017.

MERIKAS, Andreas G.; MERIKA, Anna A. *Stock prices response to real economic variables: the case of Germany*. Managerial Finance, v. 32, n. 5, p. 446-450, 2006. Disponível em: < <http://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/03074350610657454> > Acesso em: 9 de novembro de 2017.

MILLER, Katherine D.; JEFFREY, F. Jaffe; MANDELKER, Gershon. **The “Fisher effect” for risky assets: An empirical investigation**. The Journal of finance, v. 31, n. 2, p. 447-458, 1976. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1976.tb01898.x/full>> Acesso em: 22 de outubro de 2016.

NELSON, Charles R. **Inflation and rates of return on common stocks**. The journal of Finance, v. 31, n. 2, p. 471-483, 1976. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1976.tb01900.x/full> > Acesso em: 22 de outubro de 2016.

NETO, Alexandre Assaf; LIMA, Fabiano Guasti. **Investimento em ações: guia teórico e prático para investidores**. Ribeirão Preto – SP, Inside Books, 2008. 232p.

NUNES, M. S.; COSTA, N. C. A. J.; MEURER, R. **A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil**. Revista Brasileira Economia, vol.59 no.4 Rio de Janeiro, 2005. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402005000400004> Acesso em: 21 de setembro de 2016.

OTIENO, Donald A.; NGUGI, Rose W.; WAWIRE, Nelson HW. *The Global Financial Crisis, Inflation Rate And Stock Market Returns In Kenya*. European Scientific Journal,

ESJ, v. 13, n. 19, 2017. Disponível em: < <http://eujournal.org/index.php/esj/article/view/9631> > Acesso em: 7 de outubro de 2017.

PEARCE, Douglas. **The impact of inflation on stock prices**, *Economic Review*, issue Mar, p. 3-18, 1982. Disponível em: < <https://EconPapers.repec.org/RePEc:fip:fedker:y:1982:i:mar:p:3-18:n:v.67no.3>. > Acesso em: 22 de outubro de 2016.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Disponível em: < <http://www.tesouro.fazenda.gov.br> > Acesso em: 21 de março de 2017.

SOLNIK, Bruno. *The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence*. *The Journal of Finance*, v. 38, n. 1, p. 35-48, 1983. Disponível em: < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1983.tb03624.x/full> > Acesso em: 30 de agosto de 2017.

TERRA, Paulo Renato Soares. **Inflação e retorno do mercado acionário em países desenvolvidos e emergentes**. *Revista administração contemporânea*, vol.10 no.3, Curitiba. 2006. Disponível em: < http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-65552006000300008 > Acesso em: 4 de outubro de 2016.

VENA, Hakim; *The Effect Of Inflation On The Stock Market Returns Of The Nairobi Securities Exchange*. 2014. Disponível em: < <http://chss.uonbi.ac.ke/sites/default/files/chss/MS%20finance%20final%20copy%206th%20Nov%202014.pdf> > Acesso em: 9 de outubro de 2017.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **introdução à econometria: uma abordagem moderna/** Jeffrey M. Wooldridge; tradução Priscilla Rodrigues da Silva Lopes e Livia Marina Koepl; revisão de literatura técnica Heloisa Pinna Bernardo. – São Paulo, SP: Cengage Learning, 2016. 848p.

APÊNDICES

Quadro 6 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Sigla	Descrição	Fonte	Referência	Período	Número de Observações
Índice IBOVESPA	IBOV	Índice criado pela BM&FBOVESPA, que mede o rendimento médio das maiores empresas e melhores ações negociadas no período	IPEADATA	-	Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços	IPCA(-1)	Indicador estimado para inflação esperada, via regressão linear. Usando o próprio índice com base nele mesmo com uma defasagem.	IBGE	Gujarati e Porter (2011)	Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços não-antecipado	RIPCA(-1)	Indicador para a inflação não-antecipada. Consiste			Janeiro/2006 a dezembro/2016	132

		nos resíduos da estimação IPCA(-1)				
Índice de preços	IPCA(-4)	Indicador estimado para inflação esperada, via regressão linear. Usando o próprio índice com base nele mesmo com quatro defasagens.	IBGE	Gujarati e Porter (2011)	Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços não-antecipado	RIPCA(-4)	Indicador para a inflação não- antecipada. Consiste nos resíduos da estimação IPCA(-4)			Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços	IPCA/SELIC (-4)	Indicador estimado para inflação esperada, via regressão linear, usando as duas variáveis cada uma com quatro defasagens.	IBGE/ADVFN	Flores (2009)	Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços	RIPCA/SELIC(-	Indicador para a			Janeiro/2006 a	132

não-antecipado	4)	inflação não-antecipada. Consiste nos resíduos da estimação IPCA/SELIC(-4)			dezembro/2016	
Índice de preços	LTN(-1)	Proxy utilizada para estimar a inflação esperada com base nessa variável, com uma defasagem.	TESOURO NACIONAL	Magalhães (1982).	Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços não-antecipado	RLTN(-1)	Indicador para a inflação não-antecipada. Consiste nos resíduos da estimação com LTN(-1)			Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços	FOCUS100	Indicador de expectativa dos agentes à inflação mensal, sem defasagens.	BANCEN E ADVFN		Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços não-antecipado	RFOCUS100	Indicador para a inflação não-			Janeiro/2006 a dezembro/2016	132

		antecipada. Consiste na diferença pontual entre IPCA - FOCUS100				
Índice de preços	S.E.M	Indicador de expectativa dos agentes à inflação mensal, sem defasagens.	BANCEN/SIS TEMA DE EXPECTATIV AS DO MERCADO		Janeiro/2006 a dezembro/2016	132
Índice de preços não-antecipado	RS.E.M	Indicador para a inflação não-antecipada. Consiste na diferença pontual entre IPCA – S.E.M			Janeiro/2006 a dezembro/2016	132

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Apêndice A - Estimação da *proxy* Magalhães (1930).

Dependent Variable: IPCA
 Method: Least Squares
 Date: 06/23/17 Time: 13:57
 Sample: 1 133
 Included observations: 133

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.384700	0.127967	3.006238	0.0032
LTN	0.104237	0.137143	0.760059	0.4486
R-squared	0.004390	Mean dependent var		0.480301
Adjusted R-squared	-0.003210	S.D. dependent var		0.271234
S.E. of regression	0.271669	Akaike info criterion		0.246461
Sum squared resid	9.668352	Schwarz criterion		0.289925
Log likelihood	-14.38966	Hannan-Quinn criter.		0.264123
F-statistic	0.577690	Durbin-Watson stat		0.631673
Prob(F-statistic)	0.448585			

Apêndice B - Estimação IPCA (-1)

Dependent Variable: IPCA
 Method: Least Squares
 Date: 06/21/17 Time: 11:02
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.151527	0.035394	4.281176	0.0000
IPCA(-1)	0.684467	0.064054	10.68575	0.0000
R-squared	0.467617	Mean dependent var		0.481212
Adjusted R-squared	0.463522	S.D. dependent var		0.272063
S.E. of regression	0.199272	Akaike info criterion		-0.373259
Sum squared resid	5.162199	Schwarz criterion		-0.329580
Log likelihood	26.63511	Hannan-Quinn criter.		-0.355510
F-statistic	114.1853	Durbin-Watson stat		1.902552
Prob(F-statistic)	0.000000			

Apêndice C - Estimação IPCA (-4)

Dependent Variable: IPCA

Method: Least Squares

Date: 06/23/17 Time: 14:41

Sample (adjusted): 5 137

Included observations: 133 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.193446	0.043273	4.470403	0.0000
IPCA(-1)	0.724194	0.086929	8.330837	0.0000
IPCA(-2)	-0.065494	0.106390	-0.615609	0.5392
IPCA(-3)	0.108190	0.106285	1.017919	0.3106
IPCA(-4)	-0.170515	0.086452	-1.972357	0.0507
R-squared	0.483498	Mean dependent var		0.480301
Adjusted R-squared	0.467358	S.D. dependent var		0.271234
S.E. of regression	0.197953	Akaike info criterion		-0.364703
Sum squared resid	5.015742	Schwarz criterion		-0.256043
Log likelihood	29.25273	Hannan-Quinn criter.		-0.320548
F-statistic	29.95526	Durbin-Watson stat		2.040559
Prob(F-statistic)	0.000000			

Apêndice D - Estimação IPCA (-4) / SELIC (-4)

Dependent Variable: IPCA

Method: Least Squares

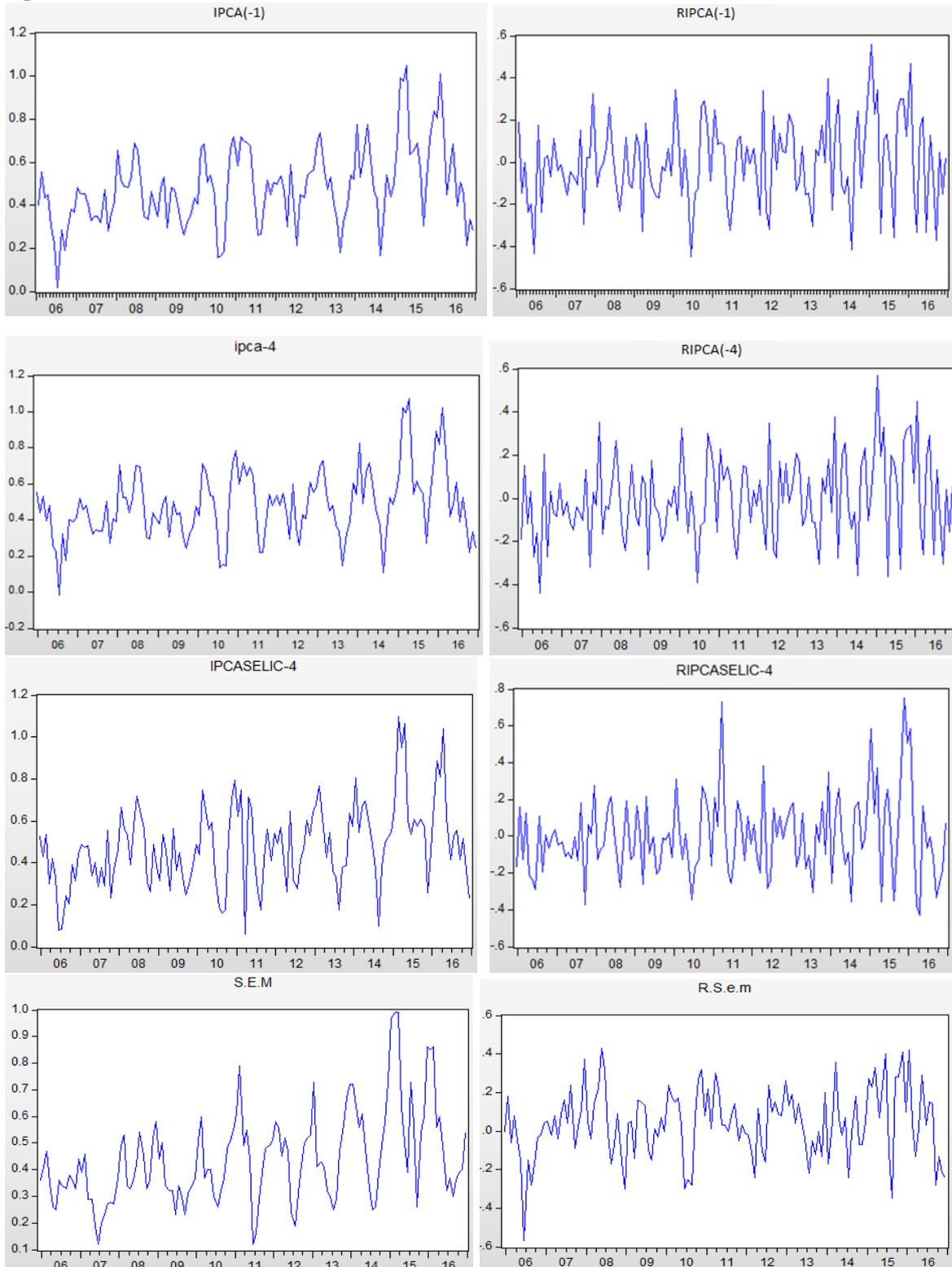
Date: 06/23/17 Time: 15:10

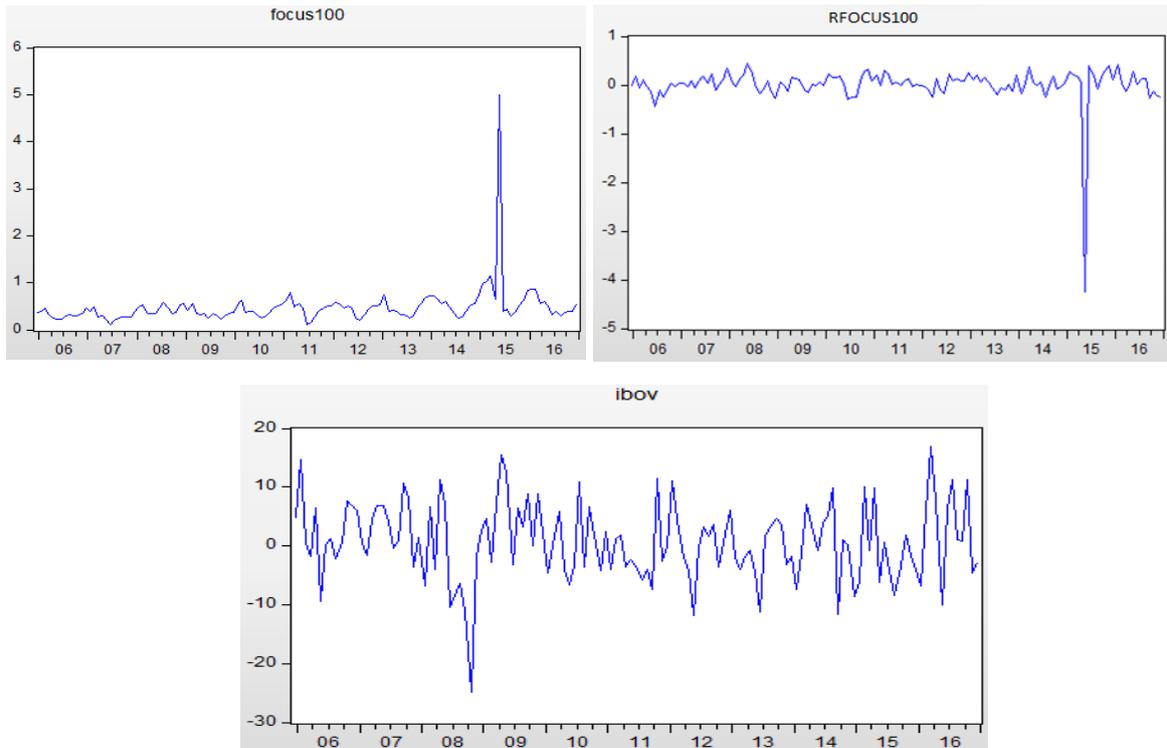
Sample (adjusted): 5 137

Included observations: 133 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.241586	0.093343	2.588170	0.0108
IPCA(-1)	0.748481	0.088128	8.493147	0.0000
IPCA(-2)	-0.081348	0.107879	-0.754061	0.4522
IPCA(-3)	0.090640	0.105986	0.855204	0.3941
IPCA(-4)	-0.171410	0.089691	-1.911111	0.0583
SELIC(-1)	0.139595	0.230938	0.604467	0.5466
SELIC(-2)	0.148536	0.224806	0.660727	0.5100
SELIC(-3)	-0.532017	0.223692	-2.378343	0.0189
SELIC(-4)	0.197398	0.221749	0.890186	0.3751
R-squared	0.507569	Mean dependent var		0.480301
Adjusted R-squared	0.475800	S.D. dependent var		0.271234
S.E. of regression	0.196378	Akaike info criterion		-0.352277
Sum squared resid	4.781989	Schwarz criterion		-0.156690
Log likelihood	32.42643	Hannan-Quinn criter.		-0.272798
F-statistic	15.97651	Durbin-Watson stat		2.008614
Prob(F-statistic)	0.000000			

Apêndice E – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – GRÁFICOS





Apêndice F - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – CORRELOGRAMA

IPCA (-1) NÍVEL						IPCA (-1) 1ª DIFERENÇA							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.679	0.679	62.195	0.000			1	-0.104	-0.104	1.4605	0.227
		2	0.429	-0.059	87.198	0.000			2	-0.120	-0.133	3.4109	0.182
		3	0.247	-0.040	95.537	0.000			3	0.032	0.004	3.5476	0.315
		4	0.056	-0.150	95.971	0.000			4	-0.054	-0.068	3.9505	0.413
		5	-0.101	-0.112	97.379	0.000			5	-0.206	-0.223	9.8095	0.081
		6	-0.134	0.054	99.891	0.000			6	0.007	-0.066	9.8170	0.133
		7	-0.162	-0.058	103.60	0.000			7	-0.197	-0.284	15.247	0.033
		8	-0.066	0.172	104.23	0.000			8	-0.108	-0.230	16.911	0.031
		9	0.091	0.160	105.41	0.000			9	0.033	-0.176	17.066	0.048
		10	0.244	0.155	114.01	0.000			10	0.084	-0.106	18.092	0.053
		11	0.356	0.118	132.57	0.000			11	0.128	0.020	20.472	0.039
		12	0.378	-0.015	153.66	0.000			12	0.175	0.079	24.960	0.015
		13	0.293	-0.074	166.46	0.000			13	0.066	0.077	25.606	0.019
		14	0.160	-0.096	170.32	0.000			14	-0.062	-0.057	26.187	0.025
		15	0.058	0.031	170.84	0.000			15	0.046	0.036	26.503	0.033
		16	-0.084	-0.080	171.91	0.000			16	-0.052	-0.004	26.910	0.042
		17	-0.182	-0.014	177.02	0.000			17	0.003	0.145	26.912	0.059
		18	-0.277	-0.145	188.92	0.000			18	-0.242	-0.128	35.964	0.007
		19	-0.220	0.100	196.50	0.000			19	-0.041	0.010	36.223	0.010
		20	-0.139	-0.030	199.54	0.000			20	-0.001	0.016	36.223	0.014
		21	-0.035	-0.015	199.73	0.000			21	-0.000	-0.035	36.223	0.021
		22	0.062	0.000	200.35	0.000			22	-0.020	-0.081	36.288	0.028
		23	0.174	0.062	205.29	0.000			23	0.181	0.022	41.601	0.010
		24	0.159	-0.072	209.41	0.000			24	-0.069	-0.132	42.379	0.012
		25	0.183	0.110	214.92	0.000			25	0.077	-0.041	43.350	0.013
		26	0.153	0.030	218.82	0.000			26	0.113	0.015	45.461	0.010
		27	0.056	-0.018	219.35	0.000			27	-0.041	-0.060	45.745	0.014
		28	-0.025	0.046	219.46	0.000			28	-0.044	-0.012	46.078	0.017
		29	-0.085	-0.006	220.70	0.000			29	0.034	0.019	46.280	0.022
		30	-0.152	-0.028	224.69	0.000			30	-0.134	-0.030	49.397	0.014
		31	-0.132	0.017	227.75	0.000			31	-0.060	-0.015	50.019	0.017
		32	-0.071	0.012	228.63	0.000			32	-0.058	-0.160	50.602	0.019
		33	0.032	0.141	228.81	0.000			33	0.016	0.012	50.647	0.025
		34	0.117	-0.022	231.27	0.000			34	-0.006	-0.068	50.653	0.033
		35	0.203	0.087	238.81	0.000			35	0.132	0.108	53.800	0.022

RIPCA(-1)						RIPCA(-4)							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.056	0.056	0.4250	0.514			1	-0.023	-0.023	0.0698	0.792
		2	-0.005	-0.008	0.4282	0.807			2	0.022	0.022	0.1377	0.933
		3	0.074	0.075	1.1711	0.760			3	-0.031	-0.030	0.2732	0.965
		4	-0.035	-0.043	1.3372	0.855			4	0.110	0.109	1.9722	0.741
		5	-0.185	-0.181	6.0946	0.297			5	-0.066	-0.061	2.5754	0.765
		6	-0.031	-0.018	6.2337	0.398			6	0.077	0.071	3.4162	0.755
		7	-0.192	-0.194	11.473	0.119			7	-0.139	-0.132	6.1858	0.518
		8	-0.102	-0.062	12.944	0.114			8	-0.026	-0.046	6.2805	0.616
		9	0.036	0.031	13.130	0.157			9	0.023	0.044	6.3558	0.704
		10	0.104	0.098	14.698	0.143			10	0.102	0.081	7.8815	0.640
		11	0.168	0.172	18.810	0.065			11	0.144	0.191	10.945	0.448
		12	0.209	0.146	25.231	0.014			12	0.153	0.155	14.420	0.275
		13	0.108	0.074	26.973	0.013			13	0.073	0.101	15.212	0.294
		14	-0.017	-0.068	27.018	0.019			14	-0.057	-0.085	15.705	0.332
		15	0.052	0.034	27.426	0.025			15	0.091	0.048	16.959	0.321
		16	-0.063	-0.030	28.036	0.031			16	-0.031	-0.056	17.107	0.379
		17	-0.040	0.072	28.279	0.042			17	0.029	0.030	17.239	0.438
		18	-0.253	-0.187	38.183	0.004			18	-0.226	-0.188	25.178	0.120
		19	-0.081	-0.001	39.214	0.004			19	-0.017	-0.022	25.226	0.153
		20	-0.041	-0.011	39.477	0.006			20	-0.044	-0.011	25.539	0.182
		21	-0.018	-0.048	39.526	0.008			21	0.042	-0.040	25.820	0.213
		22	-0.014	-0.064	39.557	0.012			22	-0.042	-0.035	26.109	0.247
		23	0.177	0.053	44.651	0.004			23	0.152	0.073	29.862	0.153
		24	-0.020	-0.088	44.719	0.006			24	-0.069	-0.069	30.650	0.164
		25	0.099	0.031	46.352	0.006			25	0.098	0.035	32.249	0.151
		26	0.119	0.061	48.717	0.004			26	0.078	0.090	33.272	0.154
		27	-0.018	-0.018	48.770	0.006			27	0.007	-0.018	33.280	0.188
		28	-0.033	0.038	48.958	0.008			28	-0.032	0.039	33.454	0.219
		29	0.012	0.049	48.981	0.012			29	0.035	0.075	33.669	0.252
		30	-0.135	-0.010	52.165	0.007			30	-0.108	-0.022	35.708	0.218
		31	-0.077	0.006	53.197	0.008			31	-0.020	0.023	35.776	0.254
		32	-0.068	-0.096	54.009	0.009			32	-0.060	-0.099	36.414	0.271
		33	0.016	0.100	54.054	0.012			33	0.047	0.090	36.815	0.297
		34	0.019	0.003	54.118	0.016			34	0.000	-0.013	36.815	0.340
		35	0.138	0.137	57.585	0.009			35	0.132	0.130	40.025	0.257
		36	0.000	-0.037	40.025	0.296			36	0.000	-0.037	40.025	0.296

IPCA(-4) NÍVEL						IPCA(-4) 1ª DIFERENÇA							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.634	0.634	54.619	0.000			1	-0.192	-0.192	4.9563	0.026
		2	0.412	0.017	77.840	0.000			2	0.103	0.069	6.3921	0.041
		3	0.108	-0.266	79.459	0.000			3	-0.217	-0.193	12.845	0.005
		4	-0.029	-0.006	79.574	0.000			4	0.031	-0.049	12.976	0.011
		5	-0.182	-0.130	84.212	0.000			5	-0.182	-0.171	17.568	0.004
		6	-0.208	-0.024	90.330	0.000			6	0.034	-0.074	17.733	0.007
		7	-0.247	-0.079	99.014	0.000			7	-0.240	-0.270	25.883	0.001
		8	-0.115	0.141	100.93	0.000			8	-0.052	-0.266	26.274	0.001
		9	0.045	0.172	101.22	0.000			9	-0.022	-0.157	26.343	0.002
		10	0.238	0.141	109.47	0.000			10	0.117	-0.105	28.342	0.002
		11	0.360	0.132	128.49	0.000			11	0.138	0.020	31.121	0.001
		12	0.372	-0.007	149.05	0.000			12	0.144	0.060	34.192	0.001
		13	0.285	-0.039	161.18	0.000			13	0.067	0.085	34.866	0.001
		14	0.136	-0.084	163.97	0.000			14	-0.091	-0.095	36.120	0.001
		15	0.045	0.077	164.28	0.000			15	0.089	0.082	37.309	0.001
		16	-0.121	-0.117	166.54	0.000			16	-0.104	-0.000	38.948	0.001
		17	-0.198	-0.014	172.61	0.000			17	0.055	0.117	39.415	0.002
		18	-0.312	-0.123	187.81	0.000			18	-0.263	-0.101	50.186	0.000
		19	-0.234	0.065	196.46	0.000			19	0.003	-0.012	50.187	0.000
		20	-0.163	-0.019	200.67	0.000			20	-0.063	0.057	50.811	0.000
		21	-0.019	-0.045	200.72	0.000			21	0.095	-0.016	52.245	0.000
		22	0.051	-0.021	201.15	0.000			22	-0.067	-0.098	52.964	0.000
		23	0.174	0.064	206.10	0.000			23	0.176	0.025	57.980	0.000
		24	0.151	-0.061	209.85	0.000			24	-0.097	-0.104	59.506	0.000
		25	0.192	0.077	215.96	0.000			25	0.117	-0.076	61.771	0.000
		26	0.140	0.068	219.22	0.000			26	0.044	0.042	62.092	0.000
		27	0.061	-0.044	219.84	0.000			27	0.013	-0.053	62.119	0.000
		28	-0.037	0.046	220.08	0.000			28	-0.064	-0.042	62.826	0.000
		29	-0.099	0.025	221.78	0.000			29	0.037	0.063	63.056	0.000
		30	-0.176	-0.076	227.15	0.000			30	-0.149	-0.066	66.923	0.000
		31	-0.142	0.046	230.73	0.000			31	0.000	-0.011	66.923	0

IPCA/SELIC(-4) NÍVEL

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.535	0.535	38.931	0.000
		2 0.340	0.075	54.740	0.000
		3 0.114	-0.133	56.529	0.000
		4 -0.014	-0.068	56.555	0.000
		5 -0.070	-0.016	57.251	0.000
		6 -0.099	-0.031	58.623	0.000
		7 -0.185	-0.150	63.491	0.000
		8 -0.123	0.054	65.661	0.000
		9 0.005	0.155	65.665	0.000
		10 0.168	0.166	69.781	0.000
		11 0.316	0.171	84.467	0.000
		12 0.426	0.204	111.37	0.000
		13 0.322	-0.044	126.88	0.000
		14 0.177	-0.123	131.58	0.000
		15 0.132	0.090	134.24	0.000
		16 0.007	-0.042	134.25	0.000
		17 -0.076	-0.064	135.13	0.000
		18 -0.187	-0.093	140.58	0.000
		19 -0.218	0.021	148.07	0.000
		20 -0.177	0.002	153.03	0.000
		21 -0.038	0.023	153.26	0.000
		22 0.009	-0.085	153.28	0.000
		23 0.117	0.012	155.50	0.000
		24 0.144	-0.031	158.93	0.000
		25 0.149	-0.016	162.63	0.000
		26 0.142	0.049	166.01	0.000
		27 0.149	0.072	169.76	0.000
		28 0.063	0.002	170.44	0.000
		29 0.031	0.092	170.60	0.000
		30 -0.075	-0.009	171.57	0.000
		31 -0.094	0.018	173.14	0.000
		32 -0.143	-0.115	176.78	0.000
		33 -0.005	0.162	176.78	0.000
		34 0.031	0.057	176.95	0.000
		35 0.165	0.147	181.96	0.000
		36 0.151	-0.057	186.16	0.000

IPCA/SELIC(-4) 1ª DIFERENÇA

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.286	-0.286	11.024	0.001
		2 0.040	-0.045	11.246	0.004
		3 -0.111	-0.121	12.922	0.005
		4 -0.070	-0.150	13.606	0.009
		5 -0.032	-0.114	13.748	0.017
		6 0.060	-0.004	14.256	0.027
		7 -0.150	-0.187	17.460	0.015
		8 -0.050	-0.215	17.812	0.023
		9 -0.051	-0.200	18.180	0.033
		10 0.019	-0.168	18.232	0.051
		11 0.032	-0.165	18.379	0.073
		12 0.219	0.082	25.434	0.013
		13 0.034	0.114	25.607	0.019
		14 -0.093	-0.084	26.892	0.020
		15 0.090	0.070	28.130	0.021
		16 -0.048	0.064	28.478	0.028
		17 0.033	0.076	28.646	0.038
		18 -0.090	-0.045	29.897	0.038
		19 -0.077	-0.033	30.814	0.042
		20 -0.079	-0.036	31.793	0.046
		21 0.090	0.066	33.076	0.045
		22 -0.054	-0.015	33.536	0.055
		23 0.062	-0.002	34.158	0.063
		24 0.017	-0.011	34.207	0.081
		25 0.010	-0.058	34.225	0.103
		26 -0.017	-0.073	34.271	0.128
		27 0.096	-0.011	35.807	0.120
		28 -0.073	-0.108	36.716	0.125
		29 0.093	0.022	38.187	0.118
		30 -0.088	-0.010	39.533	0.114
		31 0.039	0.096	39.798	0.134
		32 -0.199	-0.180	46.769	0.044
		33 0.113	-0.043	49.058	0.036
		34 -0.114	-0.126	51.406	0.028
		35 0.175	0.094	56.995	0.011
		36 -0.004	0.051	56.998	0.014

RIPCA/SELIC(-4)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.167	0.167	3.7879	0.052
		2 0.045	0.018	4.0642	0.131
		3 -0.195	-0.211	9.3209	0.025
		4 -0.029	0.040	9.4350	0.051
		5 -0.004	0.015	9.4369	0.093
		6 0.092	0.051	10.623	0.101
		7 -0.125	-0.161	12.835	0.076
		8 -0.061	-0.020	13.377	0.100
		9 -0.062	0.000	13.939	0.124
		10 0.031	-0.008	14.078	0.169
		11 0.124	0.113	16.336	0.129
		12 0.125	0.072	18.671	0.097
		13 0.086	0.075	19.771	0.101
		14 -0.034	-0.047	19.941	0.132
		15 -0.003	0.038	19.942	0.174
		16 -0.059	-0.045	20.479	0.199
		17 -0.015	-0.035	20.513	0.249
		18 -0.174	-0.162	25.224	0.119
		19 -0.108	-0.059	27.058	0.103
		20 -0.070	0.006	27.845	0.113
		21 0.072	0.030	28.687	0.122
		22 -0.010	-0.059	28.702	0.154
		23 0.104	0.080	30.464	0.137
		24 -0.054	-0.061	30.938	0.156
		25 0.044	0.005	31.265	0.180
		26 0.070	0.084	32.090	0.190
		27 0.047	-0.016	32.469	0.215
		28 -0.108	-0.108	34.480	0.186
		29 -0.005	0.084	34.484	0.222
		30 -0.091	-0.009	35.930	0.210
		31 -0.054	-0.072	36.453	0.230
		32 -0.115	-0.115	38.817	0.189
		33 0.080	0.152	39.967	0.188
		34 0.008	-0.051	39.980	0.222
		35 0.141	0.072	43.625	0.150

IBOVESPA

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.175	0.175	4.1623	0.041
		2 -0.023	-0.055	4.2328	0.120
		3 0.059	0.075	4.7094	0.194
		4 0.064	0.040	5.2815	0.260
		5 -0.093	-0.111	6.4998	0.261
		6 -0.131	-0.097	8.9189	0.178
		7 -0.068	-0.045	9.5790	0.214
		8 0.058	0.082	10.069	0.260
		9 -0.144	-0.159	13.088	0.159
		10 0.003	0.081	13.089	0.219
		11 0.069	0.021	13.787	0.245
		12 -0.013	-0.046	13.812	0.313
		13 -0.155	-0.139	17.386	0.182
		14 -0.144	-0.129	20.504	0.115
		15 0.001	0.026	20.504	0.153
		16 -0.042	-0.056	20.774	0.187
		17 -0.118	-0.040	22.912	0.152
		18 0.055	0.048	23.387	0.176
		19 0.141	0.081	26.536	0.116
		20 0.075	0.029	27.425	0.124
		21 -0.102	-0.150	29.082	0.112
		22 -0.073	-0.101	29.935	0.120
		23 0.047	0.011	30.293	0.141
		24 -0.035	0.006	30.491	0.169
		25 0.005	0.090	30.495	0.206
		26 0.044	-0.010	30.817	0.235
		27 0.016	-0.035	30.861	0.277
		28 0.065	0.052	31.592</	

S.E.M NÍVEL						S.E.M 1ª DIFERENÇA							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.751	0.751	76.650	0.000			1	0.014	0.014	0.0283	0.867
		2	0.499	-0.148	110.75	0.000			2	-0.055	-0.055	0.4397	0.803
		3	0.276	-0.101	121.24	0.000			3	-0.048	-0.047	0.7595	0.859
		4	0.075	-0.124	122.01	0.000			4	-0.139	-0.142	3.4370	0.488
		5	-0.058	-0.024	122.48	0.000			5	-0.082	-0.087	4.3826	0.496
		6	-0.152	-0.070	125.74	0.000			6	-0.161	-0.186	8.0231	0.236
		7	-0.163	0.059	129.51	0.000			7	-0.227	-0.274	15.325	0.032
		8	-0.066	0.172	130.14	0.000			8	-0.251	-0.383	24.298	0.002
		9	0.152	0.328	133.48	0.000			9	0.066	-0.148	24.918	0.003
		10	0.339	0.122	150.28	0.000			10	0.038	-0.243	25.131	0.005
		11	0.499	0.199	186.98	0.000			11	0.170	-0.121	29.342	0.002
		12	0.575	0.085	236.05	0.000			12	0.350	0.145	47.372	0.000
		13	0.480	-0.176	270.48	0.000			13	0.087	0.011	48.496	0.000
		14	0.347	-0.041	288.62	0.000			14	0.088	0.037	49.648	0.000
		15	0.173	-0.069	293.20	0.000			15	0.107	0.146	51.379	0.000
		16	-0.049	-0.173	293.57	0.000			16	-0.154	-0.064	54.992	0.000
		17	-0.204	-0.002	299.99	0.000			17	-0.231	-0.170	63.204	0.000
		18	-0.250	0.098	309.77	0.000			18	-0.136	-0.091	66.068	0.000
		19	-0.223	0.040	317.58	0.000			19	-0.167	-0.075	70.446	0.000
		20	-0.114	0.028	319.63	0.000			20	-0.088	-0.021	71.655	0.000
		21	0.036	-0.030	319.83	0.000			21	0.009	-0.020	71.668	0.000
		22	0.172	-0.041	324.64	0.000			22	-0.012	-0.051	71.689	0.000
		23	0.315	0.018	340.82	0.000			23	0.133	-0.044	74.574	0.000
		24	0.391	-0.004	366.04	0.000			24	0.260	-0.039	85.644	0.000
		25	0.347	-0.008	386.08	0.000			25	0.078	-0.165	86.648	0.000
		26	0.271	0.123	398.38	0.000			26	0.140	-0.040	89.920	0.000
		27	0.128	0.005	401.17	0.000			27	0.065	-0.042	90.624	0.000
		28	-0.048	-0.018	401.56	0.000			28	-0.072	0.039	91.509	0.000
		29	-0.185	-0.068	407.46	0.000			29	-0.165	-0.022	96.189	0.000
		30	-0.239	-0.009	417.45	0.000			30	-0.130	-0.012	99.138	0.000
		31	-0.230	-0.019	426.80	0.000			31	-0.146	-0.009	102.88	0.000
		32	-0.150	-0.007	430.82	0.000			32	-0.150	-0.121	106.84	0.000

RS.E.M						RFOCUS							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.359	0.359	17.553	0.000			1	-0.023	-0.023	0.0711	0.790
		2	0.136	0.008	20.084	0.000			2	-0.038	-0.039	0.2703	0.874
		3	0.076	0.029	20.889	0.000			3	0.001	-0.001	0.2705	0.965
		4	0.005	-0.037	20.893	0.000			4	-0.073	-0.074	1.0091	0.908
		5	-0.085	-0.091	21.907	0.001			5	-0.055	-0.059	1.4345	0.921
		6	-0.039	0.025	22.121	0.001			6	-0.057	-0.067	1.8954	0.929
		7	-0.072	-0.061	22.852	0.002			7	-0.008	-0.017	1.9040	0.965
		8	-0.015	0.044	22.884	0.004			8	-0.117	-0.131	3.8643	0.869
		9	-0.039	-0.048	23.107	0.006			9	-0.001	-0.021	3.8645	0.920
		10	0.015	0.045	23.139	0.010			10	0.089	0.065	5.0296	0.889
		11	-0.059	-0.089	23.650	0.014			11	-0.010	-0.018	5.0450	0.929
		12	-0.037	0.001	23.858	0.021			12	-0.048	-0.070	5.3875	0.944
		13	-0.052	-0.036	24.267	0.029			13	-0.018	-0.041	5.4343	0.964
		14	-0.135	-0.126	27.005	0.019			14	-0.120	-0.138	7.5948	0.909
		15	-0.078	0.030	27.935	0.022			15	-0.045	-0.062	7.9033	0.928
		16	-0.082	-0.078	28.960	0.024			16	0.088	0.056	9.0962	0.909
		17	-0.067	0.004	29.660	0.029			17	-0.017	-0.036	9.1430	0.936
		18	-0.102	-0.107	31.285	0.027			18	0.064	0.055	9.7760	0.939
		19	-0.034	0.030	31.471	0.036			19	0.055	0.030	10.250	0.947

FOCUS100

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.152	0.152	3.1524	0.076
		2	0.206	0.188	8.9907	0.011
		3	0.118	0.068	10.907	0.012
		4	0.081	0.022	11.814	0.019
		5	0.038	-0.009	12.018	0.035
		6	0.001	-0.030	12.019	0.062
		7	0.039	0.031	12.238	0.093
		8	0.047	0.044	12.552	0.128
		9	0.063	0.046	13.119	0.157
		10	0.039	0.009	13.338	0.205
		11	0.096	0.066	14.697	0.197
		12	0.116	0.083	16.704	0.161
		13	0.090	0.036	17.912	0.161
		14	0.065	0.004	18.549	0.183
		15	0.035	-0.017	18.738	0.226
		16	0.022	-0.014	18.812	0.279
		17	-0.003	-0.019	18.814	0.339
		18	-0.018	-0.023	18.866	0.400
		19	-0.008	-0.007	18.875	0.465
		20	-0.025	-0.028	18.975	0.523
		21	-0.025	-0.028	19.074	0.580
		22	-0.013	-0.009	19.100	0.639
		23	0.027	0.028	19.216	0.689
		24	0.041	0.032	19.494	0.725
		25	0.047	0.025	19.868	0.754
		26	0.041	0.012	20.148	0.785
		27	0.013	-0.015	20.178	0.823
		28	0.047	0.036	20.560	0.843
		29	-0.012	-0.017	20.586	0.874
		30	-0.030	-0.035	20.741	0.896
		31	-0.032	-0.021	20.919	0.914
		32	-0.027	-0.006	21.044	0.931
		33	-0.024	-0.002	21.151	0.945
		34	-0.025	-0.008	21.265	0.956

Apêndice G - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – ADF

Null Hypothesis: I(PCA_1) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.782738	0.0710
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCA_1)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 15:32
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA_1(-1)	-0.043316	0.024297	-1.782738	0.0769
R-squared	0.023442	Mean dependent var	-0.002303	
Adjusted R-squared	0.023442	S.D. dependent var	0.146207	
S.E. of regression	0.144483	Akaike info criterion	-1.023766	
Sum squared resid	2.734661	Schwarz criterion	-1.001926	
Log likelihood	68.56855	Hannan-Quinn criter.	-1.014891	
Durbin-Watson stat	2.170295			

Null Hypothesis: D(IPCA_1) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.84690	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCA_1,2)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 15:34
Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPCA_1(-1))	-1.113286	0.086658	-12.84690	0.0000
R-squared	0.559377	Mean dependent var	0.000985	
Adjusted R-squared	0.559377	S.D. dependent var	0.218377	
S.E. of regression	0.144957	Akaike info criterion	-1.017148	
Sum squared resid	2.731647	Schwarz criterion	-0.995200	
Log likelihood	67.82322	Hannan-Quinn criter.	-1.008230	
Durbin-Watson stat	2.003537			

Null Hypothesis: RESIDUAL_IPCA_1 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.96611	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDUAL_IPCA_1)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 15:36
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUAL_IPCA_1(-1)	-0.952467	0.086656	-10.96611	0.0000
R-squared	0.478595	Mean dependent var	0.001848	
Adjusted R-squared	0.478595	S.D. dependent var	0.274652	
S.E. of regression	0.198322	Akaike info criterion	-0.390302	
Sum squared resid	5.152445	Schwarz criterion	-0.368463	
Log likelihood	26.75993	Hannan-Quinn criter.	-0.381428	
Durbin-Watson stat	1.974646			

Null Hypothesis: I(PCA_4) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.926783	0.0519
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCA_4)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 16:37
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA_4(-1)	-0.051382	0.026667	-1.926783	0.0562
R-squared	0.027348	Mean dependent var	-0.002357	
Adjusted R-squared	0.027348	S.D. dependent var	0.160817	
S.E. of regression	0.158603	Akaike info criterion	-0.837278	
Sum squared resid	3.295295	Schwarz criterion	-0.815438	
Log likelihood	56.26033	Hannan-Quinn criter.	-0.828403	
Durbin-Watson stat	2.321020			

Null Hypothesis: D(IPCA_4) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.85579	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCA_4,2)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 16:38
Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPCA_4(-1))	-1.191987	0.086028	-13.85579	0.0000
R-squared	0.596252	Mean dependent var	0.000129	
Adjusted R-squared	0.596252	S.D. dependent var	0.248898	
S.E. of regression	0.158153	Akaike info criterion	-0.842910	
Sum squared resid	3.251588	Schwarz criterion	-0.820961	
Log likelihood	56.21057	Hannan-Quinn criter.	-0.833991	
Durbin-Watson stat	1.965582			

Null Hypothesis: RESIDUAL_4 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.74686	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDUAL_4)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 16:50
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUAL_4(-1)	-1.022674	0.087059	-11.74686	0.0000
R-squared	0.512968	Mean dependent var	0.001902	
Adjusted R-squared	0.512968	S.D. dependent var	0.279511	
S.E. of regression	0.195134	Akaike info criterion	-0.422717	
Sum squared resid	4.988108	Schwarz criterion	-0.400877	
Log likelihood	28.89929	Hannan-Quinn criter.	-0.413842	
Durbin-Watson stat	1.982882			

Null Hypothesis: IPCASELIC_4 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.644901	0.0943
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCASELIC_4)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 17:21
Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCASELIC_4(-1)	-0.050156	0.030492	-1.644901	0.1024
D(IPCASELIC_4(-1))	-0.262531	0.084862	-3.093617	0.0024
R-squared	0.100891	Mean dependent var	-0.001550	
Adjusted R-squared	0.093921	S.D. dependent var	0.187876	
S.E. of regression	0.178836	Akaike info criterion	-0.589544	
Sum squared resid	4.125726	Schwarz criterion	-0.545648	
Log likelihood	40.61512	Hannan-Quinn criter.	-0.571707	
Durbin-Watson stat	2.002809			

Null Hypothesis: D(IPCASELIC_4) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.29840	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IPCASELIC_4,2)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 17:22
Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IPCASELIC_4(-1))	-1.286815	0.084114	-15.29840	0.0000
R-squared	0.642897	Mean dependent var	-0.000307	
Adjusted R-squared	0.642897	S.D. dependent var	0.301224	
S.E. of regression	0.180006	Akaike info criterion	-0.584054	
Sum squared resid	4.212261	Schwarz criterion	-0.562105	
Log likelihood	39.25551	Hannan-Quinn criter.	-0.575135	
Durbin-Watson stat	2.014002			

Null Hypothesis: RESIDUAL_IPCASELIC_4 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.687715	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDUAL_IPCASELIC_4)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 17:28
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUAL_IPCASELIC_4(-1)	-0.832983	0.085983	-9.687715	0.0000
R-squared	0.417370	Mean dependent var	0.001812	
Adjusted R-squared	0.417370	S.D. dependent var	0.281347	
S.E. of regression	0.214752	Akaike info criterion	-0.231115	
Sum squared resid	6.041538	Schwarz criterion	-0.209275	
Log likelihood	16.25357	Hannan-Quinn criter.	-0.222240	
Durbin-Watson stat	1.987843			

Null Hypothesis: S_E_M has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.149937	0.7278
Test critical values:		
1% level	-2.584055	
5% level	-1.943471	
10% level	-1.614984	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_E_M)
Method: Least Squares
Date: 10/04/17 Time: 21:59
Sample (adjusted): 2006M11 2016M12
Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_E_M(-1)	0.003158	0.021063	0.149937	0.8811
D(S_E_M(-1))	-0.286419	0.093511	-3.062938	0.0028
D(S_E_M(-2))	-0.351939	0.095776	-3.674621	0.0004
D(S_E_M(-3))	-0.276813	0.089192	-3.103567	0.0024
D(S_E_M(-4))	-0.334804	0.084864	-3.954481	0.0001
D(S_E_M(-5))	-0.254608	0.084979	-2.996149	0.0034
D(S_E_M(-6))	-0.333045	0.084471	-3.942705	0.0001
D(S_E_M(-7))	-0.406542	0.085527	-4.753350	0.0000
D(S_E_M(-8))	-0.497594	0.088979	-5.592253	0.0000
D(S_E_M(-9))	-0.221107	0.093737	-2.358791	0.0201
D(S_E_M(-10))	-0.283219	0.095573	-2.963379	0.0037
R-squared	0.344121	Mean dependent var	0.001475	
Adjusted R-squared	0.285033	S.D. dependent var	0.125056	
S.E. of regression	0.105742	Akaike info criterion	-1.589784	
Sum squared resid	1.241142	Schwarz criterion	-1.318963	
Log likelihood	106.7569	Hannan-Quinn criter.	-1.467096	
Durbin-Watson stat	2.081222			

Null Hypothesis: D(S_E_M) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.405133	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.584055	
5% level	-1.943471	
10% level	-1.614984	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_E_M,2)
Method: Least Squares
Date: 10/04/17 Time: 22:01
Sample (adjusted): 2006M11 2016M12
Included observations: 122 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_E_M(-1))	-4.226450	0.502842	-8.405133	0.0000
D(S_E_M(-1),2)	2.942984	0.454911	6.469359	0.0000
D(S_E_M(-2),2)	2.594005	0.398022	6.517243	0.0000
D(S_E_M(-3),2)	2.319719	0.351694	6.595845	0.0000
D(S_E_M(-4),2)	1.987042	0.313874	6.330695	0.0000
D(S_E_M(-5),2)	1.734428	0.275065	6.305513	0.0000
D(S_E_M(-6),2)	1.403140	0.236318	5.937513	0.0000
D(S_E_M(-7),2)	0.998197	0.195537	5.104887	0.0000
D(S_E_M(-8),2)	0.501990	0.147703	3.398633	0.0009
D(S_E_M(-9),2)	0.281975	0.094796	2.974550	0.0036
R-squared	0.665896	Mean dependent var	0.001311	
Adjusted R-squared	0.639048	S.D. dependent var	0.175235	
S.E. of regression	0.105280	Akaike info criterion	-1.585975	
Sum squared resid	1.241393	Schwarz criterion	-1.356138	
Log likelihood	106.7445	Hannan-Quinn criter.	-1.492622	
Durbin-Watson stat	2.080023			

Null Hypothesis: R_S_E_M has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.465817	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(R_S_E_M)
Method: Least Squares
Date: 10/04/17 Time: 21:42
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R_S_E_M(-1)	-0.603488	0.080833	-7.465817	0.0000
R-squared	0.298427	Mean dependent var	-0.001818	
Adjusted R-squared	0.298427	S.D. dependent var	0.201732	
S.E. of regression	0.168971	Akaike info criterion	-0.710633	
Sum squared resid	3.740203	Schwarz criterion	-0.688794	
Log likelihood	47.90181	Hannan-Quinn criter.	-0.701759	
Durbin-Watson stat	2.011970			

Null Hypothesis: IBOV has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.513815	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BOV)
Method: Least Squares
Date: 07/20/17 Time: 13:58
Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IBOV(-1)	-0.815816	0.085752	-9.513815	0.0000
R-squared	0.408574	Mean dependent var	-0.057061	
Adjusted R-squared	0.408574	S.D. dependent var	8.449701	
S.E. of regression	6.498175	Akaike info criterion	6.588467	
Sum squared resid	5531.642	Schwarz criterion	6.610306	
Log likelihood	-433.8388	Hannan-Quinn criter.	6.597341	
Durbin-Watson stat	1.971243			

Apêndice H - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA(-1) e R(IPCA-1)

Included observations: 132 after adjustments

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

	IBOV	IPCA_1	RESIDUAL_I...
IBOV(-1)	0.172030 (0.08660) [1.98653]	-4.36E-06 (3.5E-06) [-1.24672]	0.003888 (0.00265) [1.46561]
IPCA_1(-1)	1.568185 (3.12332) [0.50209]	0.672746 (0.00013) [5328.76]	-0.020145 (0.09569) [-0.21053]
RESIDUAL_IPCA_1(-1)	-4.158342 (2.84765) [-1.46027]	0.672877 (0.00012) [5845.75]	0.054649 (0.08724) [0.62640]
C	-0.233780 (1.62189) [-0.14414]	0.158353 (6.6E-05) [2415.45]	0.005954 (0.04969) [0.11982]
R-squared	0.048406	0.999998	0.019567
Adj. R-squared	0.026103	0.999998	-0.003412
Sum sq. resids	5394.085	8.81E-06	5.062995
S.E. equation	6.491632	0.000262	0.198884
F-statistic	2.170381	21210752	0.851533
Log likelihood	-432.1768	903.1558	27.91580
Akaike AIC	6.608739	-13.62357	-0.362361
Schwarz SC	6.696097	-13.53622	-0.275003
Mean dependent	0.662710	0.482389	-0.001177
S.D. dependent	6.578053	0.182880	0.198545

Apêndice I - Lag Order Selection Criteria. IBOV, IPCA(-1) e RIPCA(-1).

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: RESIDUOS INF_1 IBOV
 Exogenous variables: C
 Date: 08/25/17 Time: 23:49
 Sample: 1 133
 Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-347.4316	NA	0.054654	5.606906	5.674786	5.634482
1	473.8779	1590.055*	1.24e-07*	-7.390046*	-7.118528*	-7.279743*
2	477.3755	6.603505	1.35e-07	-7.302008	-6.826851	-7.108977
3	481.1351	6.917727	1.47e-07	-7.218162	-6.539367	-6.942404
4	487.3416	11.12192	1.54e-07	-7.173465	-6.291031	-6.814979
5	492.5990	9.168923	1.64e-07	-7.113584	-6.027511	-6.672370
6	495.3553	4.674727	1.82e-07	-7.013685	-5.723974	-6.489743
7	501.2830	9.768883	1.92e-07	-6.964528	-5.471179	-6.357859
8	506.5564	8.437458	2.05e-07	-6.904903	-5.207915	-6.215506

* 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

Apêndice J - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, FOCUS100, RFOCUS100.

	FOCUS100	IBOV	RESIDUALF...
FOCUS100(-1)	0.592037 (0.13602) [4.35273]	-1.253856 (2.17154) [-0.57740]	0.122755 (0.13705) [0.89567]
IBOV(-1)	0.007104 (0.00548) [1.29668]	0.174029 (0.08747) [1.98968]	-0.002843 (0.00552) [-0.51501]
RESIDUALFOCU100(-1)	0.571676 (0.14409) [3.96739]	-2.092899 (2.30052) [-0.90975]	0.084128 (0.14519) [0.57942]
C	0.183403 (0.07488) [2.44938]	1.149462 (1.19545) [0.96153]	-0.048982 (0.07545) [-0.64920]
R-squared	0.137481	0.037412	0.009722
Adj. R-squared	0.117266	0.014852	-0.013488
Sum sq. resids	21.40650	5456.402	21.73475
S.E. equation	0.408948	6.529023	0.412071
F-statistic	6.800868	1.658304	0.418859
Log likelihood	-67.23881	-432.9349	-68.24317
Akaike AIC	1.079376	6.620226	1.094593
Schwarz SC	1.166733	6.707584	1.181951
Mean dependent	0.473485	0.662710	0.007727
S.D. dependent	0.435264	6.578053	0.409320

Apêndice L - Lag Order Selection Criteria. IBOV, FOCUS100 e RFOCUS100.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: FOCUS100 FOCUS_RESIDUAL IBOV

Exogenous variables: C

Date: 08/25/17 Time: 23:45

Sample: 1 133

Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-487.4351	NA	0.513416	7.846962	7.914842	7.874538
1	-442.8256	86.36410*	0.290441*	7.277209*	7.548727*	7.387513*
2	-434.1010	16.47202	0.291807	7.281616	7.756773	7.474647
3	-428.1540	10.94255	0.306622	7.330463	8.009259	7.606222
4	-420.2407	14.18051	0.312386	7.347852	8.230285	7.706338
5	-412.0532	14.27899	0.317098	7.360852	8.446924	7.802065
6	-406.4430	9.514968	0.335739	7.415088	8.704799	7.939029
7	-403.7787	4.390771	0.373043	7.516459	9.009809	8.123128
8	-395.9011	12.60420	0.381815	7.534417	9.231405	8.223814

* 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

Apêndice M - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA(-4) e RIPCA(-4)

	RESIDUAL_4	IPCA_4	IBOV
RESIDUAL_4(-1)	-0.014393 (0.08774) [-0.16404]	0.725224 (0.01567) [46.2910]	-4.144872 (2.90611) [-1.42626]
IPCA_4(-1)	0.032049 (0.09108) [0.35187]	0.642742 (0.01626) [39.5185]	1.233247 (3.01698) [0.40877]
IBOV(-1)	0.003326 (0.00262) [1.27182]	0.000601 (0.00047) [1.28618]	0.168316 (0.08663) [1.94291]
C	-0.016719 (0.04728) [-0.35359]	0.170107 (0.00844) [20.1477]	-0.056511 (1.56615) [-0.03608]
R-squared	0.013567	0.966644	0.047186
Adj. R-squared	-0.009552	0.965863	0.024855
Sum sq. resids	4.922810	0.156964	5401.000
S.E. equation	0.196111	0.035018	6.495792
F-statistic	0.586832	1236.475	2.112979
Log likelihood	29.76900	257.1798	-432.2614
Akaike AIC	-0.390439	-3.836057	6.610021
Schwarz SC	-0.303082	-3.748699	6.697378
Mean dependent	0.001148	0.480064	0.662710
S.D. dependent	0.195181	0.189531	6.578053

Apêndice N - Lag Order Selection Criteria. IBOV, IPCA(-4) e RIPCA(-4)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: IBOV IPCA_4 RESIDUAL_4

Exogenous variables: C

Date: 08/25/17 Time: 23:51

Sample: 1 133

Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-349.4017	NA	0.056405	5.638427	5.706307	5.666003
1	-134.3513	416.3376	0.002087	2.341621	2.613139	2.451924
2	-128.7288	10.61527	0.002204	2.395661	2.870818	2.588692
3	47.82699	324.8627	0.000151	-0.285232	0.393563	-0.009473
4	169.4230	217.9001*	2.50e-05*	-2.086769*	-1.204335*	-1.728282*
5	174.2678	8.449328	2.67e-05	-2.020286	-0.934213	-1.579072
6	182.2513	13.53991	2.72e-05	-2.004021	-0.714309	-1.480079
7	192.0936	16.22017	2.70e-05	-2.017498	-0.524148	-1.410829
8	196.5296	7.097608	2.92e-05	-1.944474	-0.247486	-1.255077

* 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

Apêndice O - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, IPCA/SELIC(-4) e RIPCA/SELIC(-4)

	RESIDUAL_I...	IPCASELIC_4	IBOV
RESIDUAL_IPCASELIC...	0.173161 (0.08832) [1.96060]	0.564715 (0.04596) [12.2878]	-1.787388 (2.66031) [-0.67187]
IPCASELIC_4(-1)	0.007971 (0.09847) [0.08095]	0.628394 (0.05124) [12.2640]	-1.260227 (2.96604) [-0.42489]
IBOV(-1)	0.001476 (0.00290) [0.50890]	0.002610 (0.00151) [1.72919]	0.168336 (0.08739) [1.92628]
C	-0.004231 (0.05124) [-0.08257]	0.176124 (0.02666) [6.60548]	1.147836 (1.54345) [0.74368]
R-squared	0.030002	0.674397	0.035016
Adj. R-squared	0.007268	0.666765	0.012400
Sum sq. resids	6.029040	1.632420	5469.984
S.E. equation	0.217030	0.112930	6.537144
F-statistic	1.319688	88.37212	1.548244
Log likelihood	16.39025	102.6209	-433.0990
Akaike AIC	-0.187731	-1.494255	6.622712
Schwarz SC	-0.100373	-1.406898	6.710070
Mean dependent	0.000445	0.480767	0.662710
S.D. dependent	0.217823	0.195630	6.578053

Apêndice P - Lag Order Selection Criteria – IBOV, IPCA/SELIC(-4) e RIPCA/SELIC(-4)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: RESIPCASELIC_4 IPCASELIC_4 IBOV

Exogenous variables: C

Date: 08/25/17 Time: 23:57

Sample: 1 133

Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-367.3911	NA	0.075217	5.926258	5.994137	5.953834
1	-284.0006	161.4440	0.022879	4.736010	5.007528*	4.846314*
2	-281.9605	3.851803	0.025581	4.847368	5.322524	5.040399
3	-266.5760	28.30751	0.023112	4.745215	5.424011	5.020974
4	-252.8916	24.52230	0.021470*	4.670266*	5.552700	5.028753
5	-246.0625	11.90994	0.022273	4.705001	5.791073	5.146215
6	-239.5755	11.00203	0.023253	4.745208	6.034919	5.269149
7	-233.5632	9.908299	0.024490	4.793011	6.286361	5.399680
8	-221.6236	19.10326*	0.023488	4.745978	6.442967	5.435375

* 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

Apêndice Q - ESTIMAÇÕES POR VAR – IBOV, S.E.M. e RS.E.M

	S_E_M	R_S_E_M	IBOVESPA
S_E_M(-1)	0.709545 (0.05726) [12.3925]	0.157768 (0.08539) [1.84766]	-0.105352 (3.39622) [-0.03102]
R_S_E_M(-1)	0.189202 (0.05522) [3.42614]	0.340623 (0.08236) [4.13593]	-2.923554 (3.27564) [-0.89251]
IBOVESPA(-1)	-0.000799 (0.00147) [-0.54273]	0.005134 (0.00220) [2.33857]	0.172653 (0.08732) [1.97735]
C	0.122001 (0.02677) [4.55670]	-0.047705 (0.03993) [-1.19474]	0.705755 (1.58813) [0.44439]
R-squared	0.603271	0.182547	0.037100
Adj. R-squared	0.593972	0.163388	0.014532
Sum sq. resids	1.551304	3.450283	5458.175
S.E. equation	0.110089	0.164181	6.530084
F-statistic	64.87940	9.527982	1.643904
Log likelihood	105.9847	53.22693	-432.9564
Akaike AIC	-1.545223	-0.745863	6.620551
Schwarz SC	-1.457865	-0.658505	6.707909
Mean dependent	0.441667	0.039545	0.662710
S.D. dependent	0.172769	0.179498	6.578053

Apêndice R – Lag Order Selection Criteria – IBOV, S.E.M e R.S.E.M

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: S_E_M R_S_E_M IBOVESPA

Exogenous variables: C

Date: 10/04/17 Time: 22:14

Sample: 2005M12 2016M12

Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-325.8957	NA	0.038724	5.262331	5.330211	5.289907
1	-256.2028	134.9255*	0.014665*	4.291244*	4.562762*	4.401547*
2	-247.8755	15.72180	0.014828	4.302008	4.777165	4.495040
3	-241.3469	12.01261	0.015436	4.341551	5.020346	4.617310
4	-232.8731	15.18506	0.015586	4.349970	5.232404	4.708456
5	-230.6852	3.815741	0.017415	4.458963	5.545036	4.900177
6	-226.5988	6.930538	0.018894	4.537581	5.827292	5.061522
7	-224.6328	3.239968	0.021229	4.650125	6.143475	5.256794
8	-216.3645	13.22926	0.021593	4.661832	6.358821	5.351229

* 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

Apêndice U - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/21/17 Time: 20:25

Sample: 1 133

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
SERIES01 does not Granger Cause SERIES02	132	0.92883	0.3370
SERIES02 does not Granger Cause SERIES01		15.1989	0.0002
IBOV does not Granger Cause SERIES02	132	0.38714	0.5349
SERIES02 does not Granger Cause IBOV		0.55375	0.4581
IBOV does not Granger Cause SERIES01	132	1.09524	0.2973
SERIES01 does not Granger Cause IBOV		0.05671	0.8122

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 07/21/17 Time: 20:37
 Sample: 1 133
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
IPCA does not Granger Cause RESIDUOS	132	0.07558	0.7838
RESIDUOS does not Granger Cause IPCA		2134.99	4.E-82
IBOV does not Granger Cause RESIDUOS	132	1.58040	0.2110
RESIDUOS does not Granger Cause IBOV		2.05251	0.1544
IBOV does not Granger Cause IPCA	132	0.26207	0.6096
IPCA does not Granger Cause IBOV		0.17076	0.6801

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 07/21/17 Time: 20:14
 Sample: 1 133
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
IPCA_1 does not Granger Cause IBOV	132	0.23876	0.6259
IBOV does not Granger Cause IPCA_1		0.37357	0.5421
RESIDUOS_1 does not Granger Cause IBOV	132	2.13353	0.1465
IBOV does not Granger Cause RESIDUOS_1		2.23005	0.1378
RESIDUOS_1 does not Granger Cause IPCA_1	132	3.4E+07	0.0000
IPCA_1 does not Granger Cause RESIDUOS_1		0.10886	0.7420

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 07/21/17 Time: 20:41
 Sample: 1 133
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
IPCASELIC does not Granger Cause RESIDUOS_IPCASELIC	132	0.00512	0.9430
RESIDUOS_IPCASELIC does not Granger Cause IPCASELIC		145.835	6.E-23
IBOV does not Granger Cause RESIDUOS_IPCASELIC	132	0.25952	0.6113
RESIDUOS_IPCASELIC does not Granger Cause IBOV		0.38618	0.5354
IBOV does not Granger Cause IPCASELIC	132	0.03869	0.8444
IPCASELIC does not Granger Cause IBOV		0.11333	0.7369

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 10/04/17 Time: 22:17
 Sample: 2005M12 2016M12
 Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R_S_E_M does not Granger Cause IBOVESPA	132	0.84802	0.3588
IBOVESPA does not Granger Cause R_S_E_M		4.49161	0.0360
S_E_M does not Granger Cause IBOVESPA	132	0.04590	0.8307
IBOVESPA does not Granger Cause S_E_M		0.29096	0.5905
S_E_M does not Granger Cause R_S_E_M	132	2.43618	0.1210
R_S_E_M does not Granger Cause S_E_M		11.8237	0.0008

Apêndice V - TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.759822	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID02)

Method: Least Squares

Date: 07/20/17 Time: 15:18

Sample (adjusted): 2006M02 2016M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID02(-1)	-0.829805	0.085023	-9.759822	0.0000
R-squared	0.422720	Mean dependent var		-0.136464
Adjusted R-squared	0.422720	S.D. dependent var		8.380700
S.E. of regression	6.367568	Akaike info criterion		6.547917
Sum squared resid	5270.971	Schwarz criterion		6.569865
Log likelihood	-427.8885	Hannan-Quinn criter.		6.556835
Durbin-Watson stat	1.967048			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.763191	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 07/20/17 Time: 17:06

Sample (adjusted): 2006M02 2016M12

Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.831693	0.085187	-9.763191	0.0000
R-squared	0.422901	Mean dependent var		-0.130401
Adjusted R-squared	0.422901	S.D. dependent var		8.349958
S.E. of regression	6.343217	Akaike info criterion		6.540253
Sum squared resid	5230.732	Schwarz criterion		6.562202
Log likelihood	-427.3866	Hannan-Quinn criter.		6.549172
Durbin-Watson stat	1.980463			

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.821162	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 07/20/17 Time: 17:57
 Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
 Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.836195	0.085142	-9.821162	0.0000
R-squared	0.425786	Mean dependent var		-0.135122
Adjusted R-squared	0.425786	S.D. dependent var		8.417765
S.E. of regression	6.378722	Akaike info criterion		6.551417
Sum squared resid	5289.452	Schwarz criterion		6.573365
Log likelihood	-428.1178	Hannan-Quinn criter.		6.560335
Durbin-Watson stat	1.970460			

Null Hypothesis: AAA has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.653200	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582599	
5% level	-1.943266	
10% level	-1.615111	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AAA)
 Method: Least Squares
 Date: 10/04/17 Time: 22:30
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AAA(-1)	-0.832875	0.086280	-9.653200	0.0000
R-squared	0.415651	Mean dependent var		-0.031679
Adjusted R-squared	0.415651	S.D. dependent var		8.451885
S.E. of regression	6.460851	Akaike info criterion		6.576946
Sum squared resid	5468.281	Schwarz criterion		6.598786
Log likelihood	-433.0785	Hannan-Quinn criter.		6.585821
Durbin-Watson stat	1.946510			

Null Hypothesis: RESID07 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.656447	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID07)
 Method: Least Squares
 Date: 07/20/17 Time: 16:25
 Sample (adjusted): 2006M02 2016M12
 Included observations: 131 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID07(-1)	-0.821309	0.085053	-9.656447	0.0000
R-squared	0.417544	Mean dependent var		-0.128692
Adjusted R-squared	0.417544	S.D. dependent var		8.298911
S.E. of regression	6.333629	Akaike info criterion		6.537228
Sum squared resid	5214.931	Schwarz criterion		6.559176
Log likelihood	-427.1884	Hannan-Quinn criter.		6.546147
Durbin-Watson stat	1.980934			

Apêndice X - ESTIMAÇÕES POR M.Q.O

Dependent Variable: IBOVESPA
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/17 Time: 01:45
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.235054	1.575619	0.149182	0.8816
IPCA__4_(-1)	0.879340	3.043695	0.288905	0.7731
RIPCA__4_(-1)	-4.563021	2.929139	-1.557803	0.1217
R-squared	0.019086	Mean dependent var		0.662710
Adjusted R-squared	0.003878	S.D. dependent var		6.578053
S.E. of regression	6.565285	Akaike info criterion		6.623934
Sum squared resid	5560.282	Schwarz criterion		6.689452
Log likelihood	-434.1796	Hannan-Quinn criter.		6.650557
F-statistic	1.255025	Durbin-Watson stat		1.630504
Prob(F-statistic)	0.288526			

Dependent Variable: IBOVESPA
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/17 Time: 01:50
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.510558	1.195066	1.263996	0.2085
FOCUS100(-1)	-1.748912	2.181837	-0.801578	0.4243
RFOCUS100(-1)	-2.315888	2.323986	-0.996515	0.3209
R-squared	0.007641	Mean dependent var		0.662710
Adjusted R-squared	-0.007744	S.D. dependent var		6.578053
S.E. of regression	6.603475	Akaike info criterion		6.635534
Sum squared resid	5625.159	Schwarz criterion		6.701052
Log likelihood	-434.9453	Hannan-Quinn criter.		6.662158
F-statistic	0.496656	Durbin-Watson stat		1.623623
Prob(F-statistic)	0.609721			

Dependent Variable: IBOVESPA
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/17 Time: 01:52
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.173749	1.588013	0.739131	0.4612
S_E_M_(-1)	-0.882689	3.411222	-0.258760	0.7962
RS_E_M_(-1)	-2.958850	3.312333	-0.893283	0.3734
R-squared	0.007687	Mean dependent var		0.662710
Adjusted R-squared	-0.007698	S.D. dependent var		6.578053
S.E. of regression	6.603323	Akaike info criterion		6.635488
Sum squared resid	5624.901	Schwarz criterion		6.701006
Log likelihood	-434.9422	Hannan-Quinn criter.		6.662112
F-statistic	0.499639	Durbin-Watson stat		1.629473
Prob(F-statistic)	0.607919			

Dependent Variable: IBOVESPA
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/17 Time: 01:53
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.320162	1.556959	0.847910	0.3981
SELIC_IPCA__4_(-1)	-1.367847	2.996504	-0.456481	0.6488
RSELIC_IPCA__4_(-1)	-2.388725	2.669538	-0.894809	0.3726
R-squared	0.007043	Mean dependent var		0.662710
Adjusted R-squared	-0.008352	S.D. dependent var		6.578053
S.E. of regression	6.605466	Akaike info criterion		6.636137
Sum squared resid	5628.552	Schwarz criterion		6.701655
Log likelihood	-434.9851	Hannan-Quinn criter.		6.662761
F-statistic	0.457471	Durbin-Watson stat		1.637016
Prob(F-statistic)	0.633905			

Dependent Variable: IBOVESPA
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/17 Time: 02:07
 Sample (adjusted): 2006M01 2016M12
 Included observations: 132 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.134886	1.629529	0.082776	0.9342
IPCA__1_(-1)	1.061143	3.148218	0.337061	0.7366
RIPCA__1_(-1)	-4.461120	2.875855	-1.551233	0.1233
R-squared	0.019068	Mean dependent var		0.662710
Adjusted R-squared	0.003860	S.D. dependent var		6.578053
S.E. of regression	6.565347	Akaike info criterion		6.623953
Sum squared resid	5560.388	Schwarz criterion		6.689471
Log likelihood	-434.1809	Hannan-Quinn criter.		6.650576
F-statistic	1.253777	Durbin-Watson stat		1.610593
Prob(F-statistic)	0.288879			

Apêndice Z - ESTIMAÇÕES EM DOIS ESTÁGIOS

. ivreg2 IBOVESPA (SEM RSEM = sem_lag1 Rsem_lag1), robust first

First-stage regressions

First-stage regression of SEM:

Statistics robust to heteroskedasticity
Number of obs = 132

	SEM	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
sem_lag1		.7131422	.0697545	10.22	0.000	.5751313 .8511531
Rsem_lag1		.1893654	.0572653	3.31	0.001	.0768646 .3026662
_cons		.1198351	.0276671	4.33	0.000	.0658995 .1745752

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 63.83

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 15.59

Prob > F = 0.0001

First-stage regression of RSEM:

Statistics robust to heteroskedasticity
Number of obs = 132

	RSEM	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
sem_lag1		.1346541	.096494	1.40	0.165	-.0562615 .3255698
Rsem_lag1		.3395731	.0863566	3.93	0.000	.1687144 .5104318
_cons		-.6337891	.0427403	-0.79	0.431	-.1183519 -.0507736

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 11.10

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 8.35

Prob > F = 0.0045

Summary results for first-stage regressions

Variable	F(2, 129)	P-val	(Underid)		(Weak id)	
			SW Chi-sq(1)	P-val	SW F(1, 129)	P-val
SEM	63.83	0.0000	15.95	0.0001	15.59	
RSEM	11.10	0.0000	8.54	0.0035	8.35	

NB: first-stage test statistics heteroskedasticity-robust

Stock-Yogo weak ID F test critical values for single endogenous regressor:

10% maximal IV size	19.93
15% maximal IV size	11.59
20% maximal IV size	8.75
25% maximal IV size	7.25

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for i.i.d. errors only.

Underidentification test

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(1)=8.05 P-val=0.0045

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F statistic 5.15

Kleibergen-Paap Wald rk F statistic 4.11

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 11.10

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 8.35

Prob > F = 0.0045

Summary results for first-stage regressions

Variable	F(2, 129)	P-val	(Underid)		(Weak id)	
			SW Chi-sq(1)	P-val	SW F(1, 129)	P-val
SEM	63.83	0.0000	15.95	0.0001	15.59	
RSEM	11.10	0.0000	8.54	0.0035	8.35	

NB: first-stage test statistics heteroskedasticity-robust

Stock-Yogo weak ID F test critical values for single endogenous regressor:

10% maximal IV size	19.93
15% maximal IV size	11.59
20% maximal IV size	8.75
25% maximal IV size	7.25

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for i.i.d. errors only.

Underidentification test

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(1)=8.05 P-val=0.0045

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F statistic 5.15

Kleibergen-Paap Wald rk F statistic 4.11

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 11.10

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 8.35

Prob > F = 0.0045

	SEM	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
SEM		.4554681	6.343791	0.07	0.943	-11.97813 12.88907
RSEM		-8.967435	10.75385	-0.83	0.404	-30.04458 12.10971
_cons		.8161661	2.59431	0.31	0.753	-4.268587 5.908919

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 8.05

Chi-sq(1) P-val = 0.0045

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 5.15

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 4.109

Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 7.03

15% maximal IV size 4.58

20% maximal IV size 3.95

25% maximal IV size 3.63

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Hansen J statistic (overidentification test of all instruments): 0.000

(equation exactly identified)

Instrumented: SEM RSEM

Excluded instruments: sem_lag1 Rsem_lag1

. ivreg2 IBOVESPA (IPCA1 RIPCA1 = Ipcal_lag1 rIpcal_lag1), robust first

First-stage regressions

First-stage regression of IPCA1:

Statistics robust to heteroskedasticity
Number of obs = 132

	IPCA1	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Ipcal_lag1		.6727589	.0000565	1.2e+04	0.000	.6726471 .6728708
rIpcal_lag1		.6728844	.0000745	9032.51	0.000	.672737 .6730318
_cons		.1583439	.0000501	3158.43	0.000	.1582447 .1584431

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 2.4e+09

Prob > F = 0.0000

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 3.45

Prob > F = 0.0655

First-stage regression of RIPCA1:

Statistics robust to heteroskedasticity
Number of obs = 132

	RIPCA1	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Ipcal_lag1		-.0316058	.1087574	-0.29	0.772	-.2467849 .1835733
rIpcal_lag1		.0478055	.0889549	0.54	0.592	-.1281939 .2238049
_cons		.0142867	.0521983	0.27	0.785	-.088989 .1175624

F test of excluded instruments:

F(2, 129) = 0.20

Prob > F = 0.8183

Sanderson-Windmeijer multivariate F test of excluded instruments:

F(1, 129) = 0.35

Prob > F = 0.5539

Summary results for first-stage regressions

Variable	F(2, 129)	P-val	(Underid)		(Weak id)	
			SW Chi-sq(1)	P-val	SW F(1, 129)	P-val
IPCA1	2.4e+09	0.0000	3.53	0.0603	3.45	
RIPCA1	0.20	0.8183	0.36	0.5482	0.35	

NB: first-stage test statistics heteroskedasticity-robust

Stock-Yogo weak ID F test critical values for single endogenous regressor:

10% maximal IV size	19.93
15% maximal IV size	11.59
20% maximal IV size	8.75
25% maximal IV size	7.25

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for i.i.d. errors only.

Underidentification test

Ho: matrix of reduced form coefficients has rank=K1-1 (underidentified)

Ha: matrix has rank=K1 (identified)

Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(1)=0.36 P-val=0.5469

Weak identification test

Ho: equation is weakly identified

Cragg-Donald Wald F statistic 0.19

Kleibergen-Paap Wald rk F statistic 0.17

Stock-Yogo weak ID test critical values for K1=2 and L1=2:

10% maximal IV size	7.03
15% maximal IV size	4.58
20% maximal IV size	3.95
25% maximal IV size	3.63

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Weak-instrument-robust inference

Tests of joint significance of endogenous regressors B1 in main equation

Ho: B1=0 and orthogonality conditions are valid

Anderson-Rubin Wald test F(2,129)= 1.02 P-val=0.3631

Anderson-Rubin Wald test Chi-sq(2)= 2.09 P-val=0.3518

Stock-Wright LM S statistic Chi-sq(2)= 2.04 P-val=0.3605

NB: Underidentification, weak identification and weak-identification-robust test statistics heteroskedasticity-robust

Number of observations N = 132

Number of regressors K = 3

Number of endogenous regressors K1 = 2

Number of instruments L = 3

Number of excluded instruments L1 = 2

IV (2SLS) estimation

Estimates efficient for homoskedasticity only

Statistics robust to heteroskedasticity

Total (centered) SS	= 5668.472998	Number of obs = 132
Total (uncentered) SS	= 5726.445331	F(2, 129) = 0.20
Residual SS	= 29443.13976	Prob > F = 0.8182
		Centered R2 = -4.1942
		Uncentered R2 = -4.1416
		Root MSE = 14.93

	IPCA1	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
IPCA1		-1.689519	7.506489	-0.23	0.822	-16.40197 13.02293
RIPCA1		-69.53735	126.1385	-0.55	0.581	-316.7643 177.6896
_cons		1.395872	3.765388	0.37	0.711	-5.984153 8.775897

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 0.36

Chi-sq(1) P-val = 0.5469

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 0.185

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 0.174

Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size 7.03

15% maximal IV size 4.58

20% maximal IV size 3.95

25% maximal IV size 3.63

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Hansen J statistic (overidentification test of all instruments): 0.000

(equation exactly identified)

Instrumented: IPCA1 RIPCA1

Excluded instruments: Ipcal_lag1 rIpcal_lag1