

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

BRUNO DOMENEGUETTI BARREIRA

**INFLAÇÃO E TAXA DE JUROS NO BRASIL REDEMOCRATIZADO:
UMA ANÁLISE DE CO-TENDÊNCIA NÃO LINEAR**

SOROCABA

2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

BRUNO DOMENEGUETTI BARREIRA

**INFLAÇÃO E TAXA DE JUROS NO BRASIL REDEMOCRATIZADO:
UMA ANÁLISE DE CO-TENDÊNCIA NÃO LINEAR**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior.

SOROCABA

2017

Barreira, Bruno Domeneguetti

Inflação e taxa de juros no Brasil redemocratizado: uma análise de co-tendência não linear / Bruno Domeneguetti Barreira. -- 2017.

75 f. : 30 cm.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação)-Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

Banca examinadora: Prof. Dr. Jorge Paulo de Araújo, Prof. Dr. Gustavo Carvalho Moreira

Bibliografia

1. Inflação. 2. Enigma de Preços. 3. Política Monetária. I. Orientador. II. Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

Ficha catalográfica elaborada pelo Programa de Geração Automática da Secretaria Geral de Informática (SIn).

DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)

FOLHA DE APROVAÇÃO

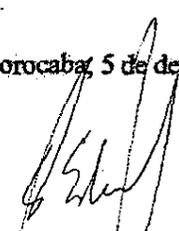
BRUNO DOMENEGUETTI BARREIRA

**"INFLAÇÃO E TAXA DE JUROS NO BRASIL REDEMOCRATIZADO:
UMA ANÁLISE DE CO-TENDÊNCIA NÃO LINEAR"**

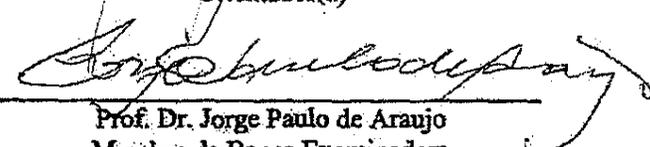
MONOGRAFIA

Universidade Federal de São Carlos – Campus Sorocaba

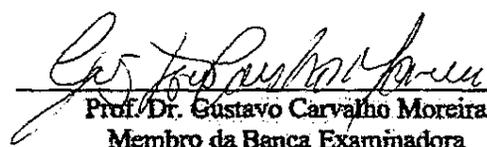
Sorocaba, 5 de dezembro de 2017.



Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior
Orientador(a)



Prof. Dr. Jorge Paulo de Araujo
Membro da Banca Examinadora



Prof. Dr. Gustavo Carvalho Moreira
Membro da Banca Examinadora

Dedico este trabalho aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por Sua infinita benevolência e misericórdia que me conduziram até este momento. Palavras jamais serão suficientes para expressar minha eterna gratidão por Seu cuidado.

A todo o corpo docente da Universidade Federal de São Carlos com o qual tive a oportunidade de aprender e conviver durante estes últimos quatro anos, com especial agradecimento ao Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior pela excelente companhia e paciente orientação, prontamente compartilhando de seu conhecimento para a realização do presente trabalho. Presto ainda agradecimentos sinceros à Prof.^a Dr.^a Mariusa Momenti Pitelli e ao Prof. Dr. Adelson Martins de Figueiredo, pela competência, prontidão e paciência em instruir-me na produção acadêmica, de grande importância para que eu pudesse chegar a este momento.

A todos os amigos os quais fizeram da vivência acadêmica um momento prazeroso e de experiências compartilhadas: Thaís, Letícia, Caroline, Betty, Pedro, Vitor, Bruno, Stella, Vinícius, Carlos, Camila, Isadora, Leandro, Fernanda, Mariana, Beatriz e Daniela, entre tantos outros. Agradeço ainda ao imenso incentivo e apoio psicológico prestado pelas queridas Débora Peres e Larissa Rudiger, amigas de longa data sempre presentes.

À minha família pelo grande apoio prestado ao longo destes quatro anos, com menção honrosa à memória de meu avô Rubens Barreira, essencial na construção de meu interesse pelos estudos. Aos meus pais por serem a base para a construção de meu caráter, por todos os sacrifícios, pelos ensinamentos de respeito, honestidade e compaixão e por todos os momentos em que juntos choramos, sorrimos e comemoramos.

A todos os que em anonimato me ajudaram e colaboraram para a formação de quem hoje me tornei, meu mais profundo e sincero agradecimento.

RESUMO

BARREIRA, Bruno Domenegueti. *Inflação e taxa de juros no Brasil redemocratizado: uma análise de co-tendência não linear*. 2017. 75 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2017.

No debate macroeconômico contemporâneo, tem-se atentado para um descompasso entre a teoria monetária tradicional e as observações reais recentemente ocorridas. Tal fato pode estar relacionado às observações do efeito *price puzzle*, o qual denota ineficiência da taxa de juros no controle inflacionário. Dessa forma, o presente trabalho procura por evidências empíricas da relação de longo prazo entre os principais índices de inflação – IPCA, INCC e IPG-DI e a taxa Selic durante o período o qual se estende de abril de 1985 a dezembro de 2016, isto é, pós-redemocratização. Para isso, emprega-se a metodologia proposta por Bierens (2000; 2001), baseada em testes de raízes unitárias complexas conjugadas a fim de verificar o comportamento cíclico das séries temporais e testes de co-tendência não linear, tendo em vista analisar evidências de uma tendência determinística não linear em comum. Constata-se que os índices de inflação são afetados pela presença de raízes unitárias complexas conjugadas, tal como uma ausência de interação de longo prazo pode ser observada entre as séries no período 2011-2016, indicando possíveis insuficiências da taxa de juros como instrumento de política monetária.

Palavras-chave: Inflação. Enigma de Preços. Política Monetária.

ABSTRACT

In the macroeconomic contemporary debate, a mismatch between traditional monetary theory and real recently occurred observations has been noticed. Such occurrence may be related to observations of the price puzzle effect, which denotes an inefficiency of interest rates on inflationary control. Therefore, this study searches for empirical evidences of the relation in the long run between the main inflation indices – IPCA, INCC and IGP-DI and the Selic interest rate during the period that goes from April 1985 to December 2016, i.e., post redemocratization. For this purpose, the methodology proposed by Bierens (2000; 2001) is used, based on complex-conjugate unit roots tests in order to verify the cyclical behavior of time series and non-linear co-trending tests, looking to analyze the evidences of a non-linear common deterministic trend. It is verified that inflation indices are affected by the presence of complex-conjugate unit roots as well as an observed absence of long run interation between the series in the 2011-2016 period, indicating possible insufficiencies of interest rates as a monetary policy instrument.

Keywords: Inflation. Price Puzzle. Monetary Policy.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DE LITERATURA	4
2.1	Gênese e Observações	4
2.2	Aplicação à Economia Brasileira	9
2.3	O Banco Central do Brasil e o Regime de Metas de Inflação	12
3	METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA	14
3.1	Fonte de dados	14
3.2	Estacionariedade	15
3.3	Testes de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas	17
3.4	Cointegração	19
3.5	Co-tendência Não Linear	20
4	RESULTADOS	22
4.1	Teste de Raízes Unitárias Complexas	22
4.1.1	IPCA	22
4.1.2	INCC	30
4.1.3	IGP-DI	37
4.1.4	Selic	43
4.2	Teste de Co-tendência	45
4.2.1	IPCA	46
4.2.2	INCC	50
4.2.3	IGP-DI	53
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	60
	ANEXO – TESTES DE CO-TENDÊNCIA	63

1 INTRODUÇÃO

Contrariamente aos pressupostos da teoria econômica tradicional, estudos recentes têm apresentado uma série de observações inesperadas acerca da interação juros-inflação, a qual parece apontar para a existência de uma relação positiva entre as variáveis durante determinados recortes temporais, quando uma relação inversa seria usualmente esperada. A este fenômeno denomina-se *price puzzle*, ou enigma de preços (BALKE; EMERY, 1994).

A partir desta constatação, diversas hipóteses têm sido levantadas para a explicação do enigma. Em estudos aplicados aos Estados Unidos, por meio de modelos econométricos de vetores autorregressivos (VAR) e vetores autorregressivos estruturais (SVAR), tem-se ampla constatação do fenômeno de *price puzzle* em meados do século XX, principalmente no que tange às décadas de 1960 e 1970 (SIMS, 1992; BALKE; EMERY, 1994; CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 1994; CASTELNUEVO; SURICO, 2009). Há, no entanto, certa divergência acerca da justificativa para os resultados obtidos. Para Sims (1992), o efeito seria observado devido ao fato de que os formuladores de política monetária detêm mais informações sobre a inflação futura do que pode ser captado através de modelos econométricos empregados; dessa forma, a elevação da taxa de juros ocorreria de maneira a antecipar a aceleração da inflação futura. Eichenbaum (1992), por sua vez, inferiu que a ascensão inflacionária ocorre apesar das informações detidas pelas autoridades monetárias graças a uma insuficiência em prever a taxa futura de inflação de forma transparente.

Bierens (2000) também logrou identificar a presença de um *price puzzle* na economia norte-americana. O autor obteve relações positivas nas funções impulso-resposta decorrentes da estimação de modelos VAR. Considerou, portanto, a existência de uma co-tendência não linear entre inflação e taxa de juros, percebida predominantemente nos períodos correspondentes aos choques do petróleo na década de 1970, podendo introduzir a inferência de que os custos atuariam como vetores de transmissão inflacionária. Já Castelnuevo e Surico (2009), que se utilizaram de simulações para os Estados Unidos em modelos dinâmico-estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) e modelos de preços rígidos novo-keynesianos, endossaram que o fenômeno de *price puzzle* é constatado apenas em períodos nos quais a política monetária adota um comportamento passivo no que tange ao combate inflacionário.

Por fim, torna-se imprescindível considerar a contribuição de Cochrane (2017) ao debate internacional, tendo em vista a resposta pouco aderente à teoria monetária tradicional exibida pela inflação às políticas de monetização da dívida pública articuladas pelo *Federal Reserve* – o chamado *Quantitative Easing*. Ao combinar o modelo novo-keynesiano com preços rígidos à teoria fiscal do nível de preços, identifica-se uma resposta negativa da inflação à elevação da taxa de juros no curto prazo, embora a relação de longo prazo seja positiva, isto é, uma elevação da taxa de juros promove maiores patamares de inflação futura – apontando, portanto em direção à hipótese neofisheriana em detrimento da regra de Taylor e da Teoria Quantitativa da Moeda.

No que tange ao caso brasileiro, Nakano (2005) advogou que a variável atuante como canal de transmissão inflacionária é a dívida pública, remunerada pela mesma taxa utilizada como meta operacional do Banco Central, assim induzindo os agentes a terem maior preferência por aplicações de curtíssimo prazo com juros pós-fixados. Dessa forma, um choque contracionista na taxa de juros eleva o valor dos títulos em posse dos agentes privados, os quais passam a deter maior volume de recursos disponíveis. Kawamoto e Oreiro (2011), por sua vez, apontaram para a existência de um *price puzzle* no período de 2002 a 2010. Segundo os autores, este fator pode ser gerado pela atuação dos componentes de custo como transmissores da política monetária, ou seja, as empresas tendem a repassar o aumento do custo de capital para os preços de seus bens finais, ocasionando uma elevação do nível geral de preços. Por fim, Resende (2017) reforçou a teoria de Cochrane (2017) ao inferir que a inflação é balizada no curto prazo pelas expectativas da viabilidade de equilíbrio fiscal futuro, ao passo que, respaldada pela hipótese neofisheriana e de dominância fiscal, é diretamente influenciada pela elevação da taxa de juros no longo prazo.

Embora previamente estudado no Brasil, os escopos de análise do *price puzzle* restringem-se aos períodos 1975-2004 e 2002-2010, respectivamente, para os quais constata-se sua existência. Ressalta-se, portanto, a relevância de se traçar uma análise capaz de abranger o período de redemocratização, o Plano Real e a consolidação do Regime de Metas de Inflação (1985-2016). Cabe ressaltar que em nenhum dos trabalhos citados se identifica a utilização de estruturas robustas como a proposta por Bierens (2000) ou a aplicação de Cochrane (2017) à experiência nacional. Logo, o presente trabalho busca suprimir a lacuna existente, considerando o amplo período que compreende a aceleração da indexação dos preços e sua respectiva estabilização. Com o propósito de contribuir para a literatura empírica aplicada ao caso brasileiro,

propõe-se analisar, por meio de estimações não-paramétricas de co-tendência não linear, as relações entre variáveis amplamente envolvidas em ações de política monetária, a fim de examinar a eficácia da taxa de juros como instrumento apropriado para o controle inflacionário na era pós-redemocratização.

Para este fim, a presente monografia segue assim distribuída: a análise do problema é aprofundada na Seção 2, tal como se aborda a discussão acerca da atuação do Banco Central e do índice de inflação empregado como meta. A Seção 3 exhibe a estrutura dos testes empregados, tal qual o método de estimação não-paramétrica. Os resultados obtidos são apresentados e discutidos na Seção 4 e, por fim, as considerações finais oriundas do presente trabalho são introduzidas na Seção 5.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Gênese e Observações

A interação positiva entre as taxas de inflação e de juros fora pioneiramente identificada por Sims (1992), em sua obra “*Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy*”. Para o autor, o qual contrapôs as abordagens teóricas compreendidas pelo modelo IS-LM e pelo modelo de Ciclo Real de Negócios (*Real Business Cycle* – RBC), não havia uma definição clara no que concerne ao tamanho e à natureza dos efeitos gerados pela política monetária sobre a economia. Enquanto o modelo IS-LM alega que choques de política monetária possuem efeitos sobre a economia real, os adeptos ao RBC advogam que, se tal efeito existe, possui impacto muito limitado. O autor ressaltou, porém, a vantagem do caráter dinâmico do modelo RBC em detrimento da estrutura estática do modelo IS-LM.

Sims (1992) inferiu que um choque sobre as variáveis compreendidas pela política monetária é autonomamente originado pelos próprios formuladores de políticas; considera-se, no entanto, a possibilidade de que movimentos observados em outros setores da economia possam também provocar oscilações não esperadas sobre as variáveis monetárias. Seu trabalho permitiu constatar a existência de uma relação de causalidade positiva entre choques inesperados sobre os agregados monetários e uma conseqüente elevação da renda nominal por meio de funções impulso-resposta (FIR) obtidas via estimação de um modelo VAR. Nele foram empregados dados do período de 1957 a 1991, referentes ao Japão, Alemanha, França, Estados Unidos e Reino Unido, considerando M1 como o principal agregado monetário. Embora os preços das *commodities* tenha apresentado a resposta esperada pelos postulados teóricos, o modelo constatou que a resposta dos preços a choques nas taxas de juros fora inicialmente positiva em todos os países, sendo especialmente persistente no Japão e na França. Este resultado não encontra respaldo pela abordagem teórica do modelo IS-LM.

Para Sims (1992), as relações observadas entre inflação e taxa de juros geram uma dificuldade de adaptação da teoria às observações da realidade; uma possível resolução para esse fato sugere que autoridades de política monetária possuem mais informações do que as passíveis de captação pelo modelo econométrico; assim, as evidências observadas ocorreriam porque a elevação da taxa de juros antecipa as pressões inflacionárias futuras, visando contê-las. Apesar de

suavizado, o impacto do enigma persistiu ainda que novas variáveis – como preço das *commodities* e taxa de câmbio – fossem incluídas no modelo, reforçando o obstáculo gerado tanto para o modelo IS-LM quanto para o RBC, dado que o choque de política monetária demonstrou ser estatisticamente significativo e positivamente correlacionado à inflação.

Em sua contribuição ao trabalho de Sims (1992), Eichenbaum (1992) tornou-se o primeiro a denominar este fenômeno de *price puzzle*. A principal crítica do autor residiu na utilização do agregado monetário M1 por Sims (1992), que para Eichenbaum (1992) está amplamente suscetível a oscilações de outras variáveis, o que pode comprometer os resultados do modelo. O autor ainda revelou que determinadas parcelas dos choques podem ter sido devidas a reações endógenas a pressões inflacionárias; a atribuição total ao caráter exógeno da política monetária poderia, portanto, haver superestimado a relevância de suas perturbações sobre as oscilações do produto.

Em seu modelo, Eichenbaum (1992) ampliou as variáveis de agregados monetários para modelos com M0, M1 e NBR (*non borrowed reserves*), apoiados sobre dados referentes ao período 1965-1990 para a economia estadunidense. Embora o fenômeno de *price puzzle* tenha sido devidamente verificado no modelo o qual incorporou M1, a correlação inflação-juros voltou a ser negativa quando o modelo utilizado considerou o agregado NBR. Por fim, o autor observou que a correlação obtida entre as variáveis e a grandeza de impacto da política monetária sobre o produto agregado dependiam das variáveis presentes no modelo. Sugeriu, portanto, que novos estudos fossem elaborados para a gama de países abrangida pelo trabalho de Sims (1992), através de aprimoramentos dos modelos econométricos.

Balke e Emery (1994) consideraram um modelo VAR de cinco variáveis para os anos de 1960 a 1993, nos Estados Unidos. As evidências do *price puzzle* permaneceram, apesar da inclusão do preço das *commodities* como variável do modelo. Notou-se também que o efeito fora maior para observações anteriores a 1980. Este período, para Castelnuevo e Surico (2009), marcou um divisor de águas em relação à postura das autoridades de política monetária sobre o controle inflacionário, com o empossamento de Paul Volcker em meados de 1979. Ao lançarem mão de modelos DSGE com preços rígidos da vertente novo-keynesiana e modelos SVAR, os autores alegaram não encontrar evidências que respaldassem a existência de um *price puzzle* posterior à posse de Volcker; para este período, a inflação passou a responder negativamente a choques na taxa de juros, além de terem apresentado baixa significância estatística, podendo

corroborar os pressupostos do modelo RBC. O intento da obra de Castelnuevo e Surico (2009) se resumiu em comparar os resultados obtidos por funções impulso-resposta oriundas dos modelos SVAR, tais quais as funções oriundas de modelos DSGE. Resultados obtidos relacionaram a emergência de *price puzzles* a políticas monetárias passivas; haveria, ainda, a existência de uma variável omitida, produto da endogeneidade da própria política, a qual poderia influenciar o resultado do modelo em favor da ocorrência do enigma de preços.

Vale ressaltar, no entanto, que a ampla utilização de modelos DSGE ligados à estrutura de preços keynesiana recebeu fortes críticas de Romer (2016), o qual caracterizou a incorporação do modelo de preços rígidos como uma maneira de elevar a adaptabilidade do modelo RBC às observações reais. Não obstante, os efeitos da política monetária continuaram a ser minimamente considerados. A necessidade da introdução de variáveis omitidas no modelo, segundo o autor, garante ao econométrico maiores condições de manipulação dos resultados, no que é denominado “problema de identificação”.

Bierens (2000), por sua vez, foi responsável pela estimação de testes de co-tendência não linear entre séries temporais macroeconômicas – especificamente, entre inflação (índice de preços ao consumidor – *CPI*) e taxa de juros (taxa dos fundos federais – *FFR*), tal como verificar a existência de uma tendência determinística não linear entre ambas as variáveis; isto é, o autor teve por propósito detectar se as séries são estacionárias ao redor de uma constante ou de uma tendência determinística. Para dados de 1954 a 1994, constatou-se um resultado misto através de testes estatísticos, concluindo que ambas as séries não seguem padrões genuinamente estacionários, tampouco de raiz unitária comum.

Sob a suspeita de haver uma correlação positiva entre inflação e taxa de juros para o período, o autor estimou um modelo VAR não-estrutural o qual apresentou evidências de *price puzzle* por longos períodos; mesmo após a dissipação do efeito na função impulso-resposta, a interação negativa entre as variáveis não foi estatisticamente significativa. Foi então estimado um segundo modelo VAR, com a inclusão de vinte polinômios de Chebishev a fim de retirar a influência de tendências não lineares das inovações do sistema. O resultado obtido revelou uma suavização substancial no que tange à magnitude do choque, e, aliado a ela, o período de duração do enigma foi significativamente reduzido (BIERENS, 2000).

Conclui-se, portanto, que o *price puzzle* é predominantemente provocado pela co-tendência não linear entre inflação e taxa de juros. Por sua vez, a tendência não linear verificada

para o índice de inflação pode ter sido oriunda em larga escala da tendência não linear do índice de preços de combustíveis e produtos relacionados, a qual se deveu significativamente aos choques do petróleo ocasionados na década de 1970. A tendência para a taxa de juros foi caracterizada, por sua vez, como resposta antecipada dos agentes de política monetária aos choques de preços do petróleo; a preocupação em manter a taxa real de juros sob níveis controlados, por fim, constitui uma possível explicação para a co-tendência não linear observada entre o índice de inflação e a taxa de juros (BIERENS, 2000).

Hanson (2004) questionou a utilização dos preços de *commodities* como variável apropriada para a previsão de pressões inflacionárias; seus resultados demonstraram a possibilidade de que outras variáveis contenham maiores informações sobre expectativas futuras do que o preço das *commodities per se*. O autor apontou para a existência de duas possíveis classificações para variáveis indicativas em potencial: por um lado, tem-se o canal de transmissão via custos ou choques de oferta, em que o aumento no preços dos insumos pode levar a um conseqüente aumento no preço de bens finais; por outro, tem-se a hipótese do gradiente da rigidez de preços, capaz de ser antecipado pela variável em questão.

O autor constatou a existência do poder de previsão da inflação futura detida pelo preço das *commodities* no curto prazo, ao passo que, no longo prazo, seu poder de previsão passa a ser comprometido. Inferiu ainda que os preços de *commodities* apresentam características predominantemente informativas acerca da inflação futura, à medida em que oscilações no valor de mercado de *commodities* de preços flexíveis tende a antecipar oscilações futuramente observadas em preços mais rígidos. Tem-se, portanto, a necessidade de averiguar a representatividade efetiva da variável no modelo, posto que a inserção de dados referentes aos preços de bens *commoditizados* não confere condições necessárias ou suficientes para a resolução do *price puzzle* (HANSON, 2004).

A contribuição de Cochrane (2017) trouxe à tona o caso recentemente observado de inflação estável e determinada – mesmo em nível próximo a zero – nos Estados Unidos, contrapondo os pressupostos da teoria keynesiana, a qual prediz a formação de uma espiral inflacionária em tal estado de política monetária. O autor propôs a possibilidade de que os mecanismos de política monetária encontram maior coerência na denominada hipótese neofisheriana de longo prazo, em oposição a políticas usualmente embasadas em expectativas adaptativas.

Em seu trabalho, Cochrane (2017) observou que a política de *quantitative easing*¹ praticada nos Estados Unidos não logrou elevar a inflação, a qual se mantivera estável e determinada – isto é, com um único equilíbrio –, mesmo sob um regime de baixa taxa de juros; dessa forma, sugeriu que as teorias dominantes de política monetária podem estar equivocadas. Para o autor, que lançou mão do modelo novo-keynesiano com rigidez de preços aliado à teoria fiscal, a ação das autoridades monetárias pode ser dividida em âmbito da política de juros, a qual governa a inflação esperada, e da política de seleção do equilíbrio, marcada pela ameaça de tendências explosivas e que, por sua vez, direciona a economia para um dos múltiplos equilíbrios possíveis. Essa divisão provoca a dissociação entre o processo desinflacionário promovido pelo *Federal Reserve* e sua consequente política de elevação da taxa de juros, posto que ambas atuam por vias distintas.

Cochrane (2017) considerou ainda que, pela ótica da teoria fiscal, períodos de política monetária restritiva coincidem historicamente com movimentos em direção à austeridade fiscal, responsáveis por gerar desinflações inesperadas. Segundo Cochrane (2017, p. 28),

The vast majority of monetary policy changes are reactions to events. It is sensible that fiscal policy reacts to the same events, that the interest rate rises we see historically represent joint monetary-fiscal contractions. One would have to orthogonalize VAR shocks very carefully to measure a monetary policy shock independent of fiscal policy, and no VAR has yet attempted it. But if that is true, it follows that a pure monetary policy change, consisting of an interest rate rise without changes to fiscal policy, would not have a disinflationary effect, and would follow the Fisherian solid line.

Para o autor, a reação fiscal caracteriza o mecanismo por meio do qual a política monetária afeta a demanda agregada e, conseqüentemente, a inflação. Conforme evidenciado em seu estudo, o *Federal Reserve* é capaz de interferir na dinâmica inflacionária através da venda inesperada de títulos de longo prazo da dívida pública. Assim, o órgão propositalmente elevaria as taxas de juros futuras, comprimindo os preços dos títulos no presente; faz-se necessária, no entanto, cautela ao empregar tal estratégia, dado que as taxas de juros de longo prazo tornar-se-ão mais elevadas, o que repercutirá em maiores patamares inflacionários. Não obstante, advogou que uma simples política de redução da taxa de juros em países como o Brasil não confere condição suficiente para que a inflação seja silenciada; há, sobretudo, a necessidade de um movimento de política monetária persistente e crível, acompanhado de coordenação fiscal (COCHRANE, 2017).

¹ Operação em que o sistema estadunidense de bancos centrais compra títulos e outros ativos, tendo, em contrapartida, incremento da emissão monetária (COCHRANE, 2017).

Cochrane (2017) concluiu que, apesar de sucessivas tentativas de adaptação do modelo à relação inversa entre inflação e taxa de juros, não há aparente suficiência em determiná-la. Diversas aplicações ao modelo sem fricções reforçaram a hipótese neofisheriana e, embora a inserção da rigidez de preços em seus cálculos tenha apresentado impacto sobre os resultados – maior rigidez implica necessidade de promover maiores superávits –, não houve alteração da correlação positiva entre as variáveis de interesse. Observou, por fim, que não há um modelo simples o qual seja ao mesmo tempo capaz de promover a desejada relação inversa e de apresentar estabilidade no longo prazo. Não foi descartada, porém, a hipótese de que a correlação negativa possa residir na irracionalidade dos agentes ou em modelos de maior complexidade.

O autor teceu ainda uma crítica à utilização de modelos VAR para a análise em questão, posto que tais modelos possuem o costume de associar o anúncio de uma mudança na política econômica a um choque inesperado sobre as taxas de juros, não tendo sido capazes de ortogonalizar choques de política monetária com relação à política fiscal esperada, nem de apresentar o comportamento inflacionário perante elevações permanentes da taxa de juros. Em uma crítica à tentativa de resolução do *price puzzle* por parte de Christiano, Eichenbaum e Evans (1999), sugeriu que não há resposta da inflação a mudanças na taxa de juros por um período de um ano e meio; ainda que se tenha constatado um breve arrefecimento inflacionário, cabe ressaltar que este se manteve, durante todo o período, dentro de um intervalo de confiança nulo (COCHRANE, 2017).

2.2 Aplicação à Economia Brasileira

O fenômeno de *price puzzle* também fora observado na economia brasileira. Nakano (2005) traçou uma análise qualitativa dos efeitos danosos oriundos da preservação de estruturas desfiguradas, erigidas nos anos da alta inflação, mesmo após a implementação do Plano Real, em julho de 1994. Assim, tanto a manutenção da moeda quanto a indexação da dívida pública continuaram embasadas pela taxa de juros de curtíssimo-prazo; como a liquidez diária é garantida pelo Banco Central, tem-se no país um quadro no qual a elevação da taxa de juros estimula consequentemente a liquidez. O autor concluiu, portanto que a política monetária contracionista eleva o volume de recursos disponíveis tanto às pessoas físicas quanto aos bancos, os quais

passam a dispor de melhores condições de oferta de crédito; dessa maneira, tem-se a implementação de um ciclo perverso, o qual é interrompido apenas quando a taxa Selic atinge um nível crítico, provocando contração da disponibilidade de crédito e subsequente arrefecimento da demanda agregada.

Ferreira e Castelar (2008), por sua vez, utilizaram o mesmo método empregado por Bierens (2000), com o intuito de verificar a existência de uma co-tendência não linear entre inflação e taxa de juros para a economia brasileira, considerando que o *price puzzle* possa ser resolvido com a introdução destas não linearidades no modelo VAR. Com uma taxa de inflação medida pelo IGP-DI, taxa de juros Selic *overnight* e o logaritmo de M1 como agregado monetário para o período 1975-2004, observa-se que a inflação, a taxa de juros e o agregado monetário sejam considerados, no mínimo, processos mistos, ao invés de serem puramente processos de raízes unitárias.

Mediante a inclusão de três polinômios de Chebishev no primeiro modelo e de vinte polinômios no segundo, a fim de capturar possíveis não linearidades entre dados, os impactos verificados nas funções impulso-resposta foram dissipados, com redução do fenômeno de *price puzzle* para apenas sete e três meses, respectivamente. O teste de co-tendência não linear de Bierens (2000) revelou que, de fato, há um movimento coordenado entre inflação e taxa de juros, provocando o enigma o qual pode ser removido com a introdução dos polinômios de Chebishev. (FERREIRA; CASTELAR, 2008).

Por fim, para Kawamoto e Oreiro (2011), que se apoiaram sobre a teoria pós-keynesiana para a política monetária, há uma importante atuação dos custos de capital como vetor de transmissão dos choques de política monetária para os preços; assim, um movimento de elevação da taxa de juros viria a provocar um conseqüente aumento de preços, à medida que a oscilação de custo seria transmitida para os preços finais de mercado. Cabe ressaltar que a vertente pós-keynesiana não adere ao postulado de neutralidade da moeda no curto-prazo, tampouco no longo.

O método utilizado por Kawamoto e Oreiro (2011) consistiu em oito modelos de vetores autorregressivos – um modelo simples sem expectativas, um modelo com expectativas incorporadas, um modelo com a variável para depósitos compulsórios sem expectativas e, por fim, um modelo com depósitos compulsórios com expectativas; os demais seguem os mesmos padrões, com ordenação distinta das variáveis –, com dados em frequência mensal para o período 2002-2010, compreendendo portanto todo o período de consolidação do regime de metas de

inflação no país. Medidas macroprudenciais alternativas ao emprego da taxa de juros também foram consideradas nos modelos, a exemplo dos depósitos compulsórios; utilizou-se, ainda, o IPCA geral como índice de inflação para as estimações, e M1 como principal agregado monetário.

A função impulso-resposta da taxa de inflação a choques na taxa de juros apresentou comportamento semelhante em todos os modelos, para os quais fora detectada a presença de *price puzzles* em períodos que variaram de cinco a doze meses após o choque. Em modelos os quais incorporaram expectativas dos agentes, não somente houve elevação do nível de preços como também aceleração inflacionária por longos períodos de tempo. Para os depósitos compulsórios, entretanto, o enigma não fora observado no curto-prazo, sendo porém identificado após doze meses decorridos da perturbação inicial.

Resende (2017) corroborou a hipótese de Cochrane (2017) em meio a uma extensa crítica ao emprego de modelos embasados pela Teoria Quantitativa da Moeda, colocando em cheque a convenção de exogeneidade da moeda e de sua própria função como meio de troca e reserva de valor. A respectiva redução de seu papel na sociedade contemporânea tem concentrado sua atuação à posição de unidade de conta, fruto de uma economia progressivamente desmonetizada ou de puro crédito, em que a moeda fiduciária questiona o sentido de causalidade no qual o estoque de moeda é responsável pela determinação dos preços. Sugere-se, pelo contrário, que o nível de preços é fator determinante para a quantidade de moeda, a qual passa a ser endógena. Tem-se, portanto, indeterminação do nível de preços não eliminada pelos modelos novo-keynesianos usualmente empregados, os quais utilizam a taxa de juros como instrumento exclusivo de política monetária e tornam-se capazes de determinar o nível de preços somente a partir da reinserção da hipótese fisheriana (RESENDE, 2017).

Segundo Resende (2017), portanto, há uma relação positiva entre inflação e taxa nominal de juros no longo prazo, dada uma taxa de juros real determinada no lado não-monetário da economia, ao passo que a teoria fiscal do nível de preços garante a correlação negativa observada no curto prazo – segundo a teoria, as expectativas racionais de inflação se encontram baseadas na garantia de equilíbrio sustentável da dívida pública no longo prazo –, evidenciando a necessidade de coordenação entre as políticas monetária e fiscal. O autor defende por fim que, segundo a teoria a qual vem sendo desenvolvida na fronteira do conhecimento em termos de macroeconomia, não há razão aparente para a elevada taxa nominal de juros encontrada no

Brasil, posto que os mecanismos de monetização da dívida acionados pelo *Quantitative Easing* evidenciaram que a maior necessidade de financiamento do setor público não exige, necessariamente, altas taxas de juros. Contudo, torna-se extremamente necessária a garantia de equilíbrio fiscal, o qual teve seu quadro agravado nos anos recentes.

2.3 O Banco Central do Brasil e o Regime de Metas de Inflação

Após enfrentar um longo período de impasses à sua criação, a estruturação do Banco Central do Brasil em 31 de dezembro de 1964 logrou centralizar e consolidar a gestão da política monetária nacional, ao absorver atribuições antes conferidas ao Tesouro Nacional e ao Banco do Brasil. Embora a forte relação entre os três órgãos tenha se mantido no decorrer das décadas, foi apenas após o Plano Real que a autoridade de política monetária conquistou maior independência no emprego de seus instrumentos a fim de alcançar seus objetivos, reforçada pela inserção do sistema de metas para a inflação, implementado em 1999 (CORAZZA, 2005). No Regime de Metas de Inflação (RMI), o governo é responsável pelo estabelecimento de um alvo para a inflação, o qual deve ser perseguido pelo Banco Central (SICSÚ, 2002). Desta maneira, os agregados monetários passam a atuar como aparatos para manter o balanço da economia, ao passo que a taxa de juros é amplamente utilizada como instrumento de controle inflacionário (FERREIRA; CASTELAR, 2008).

No Brasil, as metas são definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), o qual utiliza como base o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. O regime de metas está construído sobre as hipóteses de neutralidade da política monetária sobre os níveis de emprego, curva de Phillips expectacional e viés inflacionário oriundo das decisões promovidas pelos gestores de políticas públicas; estes postulados, contudo, não caracterizam um consenso entre as diversas vertentes que permeiam a teoria econômica. As escolas keynesiana e pós-keynesiana, por exemplo, não se apoiam sobre o axioma da neutralidade da moeda; contrariamente, argumentam que uma política monetária de redução persistente da taxa de juros da economia é capaz de estimular novos investimentos produtivos, de forma a garantir maiores taxas de emprego no longo prazo (SICSÚ, 2002; KAWAMOTO, OREIRO, 2011). Segundo Piza e Dias (2006), há uma interação entre a meta fixada pelas autoridades de

política monetária e as expectativas formadas pelos agentes econômicos, de forma que estas últimas sejam influenciadas pelo efeito da manipulação da taxa de juros definida pelo Banco Central – a qual também responde às pressões inflacionárias futuras (SIMS, 1992). Assim, para os autores, há uma relação de interdependência entre a política monetária e os agentes privados sob a ótica do Novo Consenso Macroeconômico (NCM).

Aliado a este fator, tem-se a emergência de questionamentos no que tange à escolha do índice de inflação a ser classificado como a meta. Segundo Mendonça (2007), o índice escolhido como meta para a inflação não deve incorporar efeitos decorrentes de choques aleatórios, os quais são responsáveis pela alteração da tendência do nível de preços; desse modo, o melhor índice considerado deve ser composto exclusivamente do núcleo da inflação, o qual despreza choques de curto prazo sobre alimentos, tributação indireta e preços de energia elétrica. A não-utilização do núcleo da inflação como indicador principal para sua meta gera menor sensibilidade dos níveis de preços aos choques promovidos pela taxa de juros, dado que itens de preços administrados apresentam maior rigidez decorrente de contratos, tal como maior presença de um componente inercial. Assim, a utilização indiscriminada da taxa Selic como variável de controle inflacionário tende a criar maior rigidez para sua própria redução futura, tal como elevados custos sociais oriundos do aumento da taxa de desemprego.

3 METODOLOGIA E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Conforme descrito em seções anteriores, o trabalho em questão pretende promover inferências empiricamente consistentes acerca da interação entre juros e inflação por meio da estimação de testes de co-tendência não linear realizada através do *software* “EasyReg International”. A fim de facilitar a identificação dos períodos selecionados, o intervalo 1985-2016 fora subdividido da seguinte maneira:

- Período I – 1985:04-1990:03 (reinstauração do governo democrático ao anúncio do Plano Collor);
- Período II – 1990:04-1994:06 (implementação e fracasso do Plano Collor aos antecedentes do Plano Real);
- Período III – 1994:07-1999:01 (implementação do Plano Real à introdução do regime de câmbio flutuante);
- Período IV – 1999:02-2010:12 (liberalização, adoção e consolidação do Regime de Metas de Inflação);
- Período V – 2011:01-2016:12 (Governos Dilma I e II, Nova Matriz Econômica e desequilíbrio fiscal).

Cabe ressaltar, ainda, que outros fatores devem ser levados em consideração para analisar de maneira sólida as causas de padrões cíclicos observados nas séries temporais, a exemplo da presença de raízes unitárias complexas conjugadas. Tais tópicos são abordados com precisão nas subseções abaixo.

3.1 Fonte de dados

Os dados empregados no presente trabalho recorreram às séries temporais de inflação, sobretudo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dentre outros índices, destaca-se a relevância do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) e o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), ambos calculados pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE-FGV). O IGP-DI foi a medida oficial para a inflação brasileira durante

décadas, combinando em sua construção preços de atacado e preços ao consumidor; tomou-se, porém, o IPCA como guia pelo fato de ser o índice oficial da inflação no país desde sua instituição pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como tal em 1999². Destaca-se ainda a relevância da utilização do INCC, posto que preços de imóveis e serviços, impactados pela implementação do Plano Real e não capturados pelos índices de preços ao consumidor, provocam impacto tal índice (SCHWARZER, 2001).

A série histórica mensal utilizada para os três índices teve início em abril de 1985 – primeiro período pós-redemocratização – e término em dezembro de 2016, concluindo um total de 381 observações. Cabe ainda ressaltar que as variáveis inflacionárias encontraram-se dispostas em nível, velocidade, isto é, a variação do nível em determinado período t quando comparado ao período anterior $t - 1$, e aceleração, a qual por sua vez representa a variação da velocidade em determinado período t em relação a $t - 1$. Por meio de tais disposições, fora possível desenvolver análises individuais acerca do impacto da taxa de juros, principal instrumento de política monetária do Banco Central, sobre o aumento ou redução do nível, velocidade e aceleração ou desaceleração de determinado índice.

Aliada aos índices de inflação mensais, tomou-se a taxa Selic como base para a taxa de juros, também em periodicidade mensal. A taxa Selic é calculada pela média ajustada de todos os financiamentos diários para títulos federais apurados pelo Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic). Semelhantemente às séries empregadas para a inflação, a série histórica mensal aqui empregada abrangeu o período de abril de 1985 a dezembro de 2016, totalizando 381 observações.

3.2 Estacionariedade

Necessário para a estimação de uma série temporal, um processo estocástico – conjunto de variáveis aleatórias ordenadas temporalmente – será estacionário se possuir média μ e variância σ^2 constantes ao longo do tempo e, além disso, exibir covariância independente do tempo, senão da defasagem temporal entre as observações da série. Essas condições denominam

² Conforme informações fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2002-%C3%8Dndices%20de%20Pre%C3%A7os%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em: jul. 2017.

um processo de estacionariedade fraca, usualmente empregado na estimação de séries temporais econômicas (BUENO, 2011; GUJARATI; PORTER, 2011). Lütkepohl (2004) aponta ainda par a existência de outras formas de estacionariedade, tais quais processos assintoticamente estacionários, os quais podem apenas aproximar-se assintoticamente de uma constante, e processos de tendência estacionária, os quais podem ser tornados estacionários mediante a subtração da função de tendência determinística, como a forma linear de $\mu_0 + \mu_1 t$, sendo μ_0 e μ_1 parâmetros fixos. Em suma, entretanto, as condições podem ser demonstradas matematicamente por:

$$E(Y_t) = \mu \quad (3.1)$$

$$var(Y_t) = \sigma^2 \quad (3.2)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \quad (3.3)$$

Segundo Bueno (2011), tem-se semelhantemente um ruído branco $RB(0, \sigma^2)$ se as condições acima são observadas para o componente residual da equação ε_t . Para Lütkepohl (2004), todo processo em que a autocorrelação entre as variáveis seja igual a zero pode ser caracterizado como ruído branco. A fim de que possam satisfazer às condições descritas, as séries temporais são submetidas a processos os quais visam a torná-las estacionárias, por meio de suas transformações em processos autorregressivos $AR(p)$ e de médias móveis $MA(q)$.

$$y_t = c + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$var(y_t) = \frac{1}{1 - \phi^2} \quad (3.5)$$

A definição das ordens p e q pode ser obtida através das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP), as quais indicam a necessidade da inserção de defasagens do

resíduo e da variável explicativa na série. Segundo Lütkepohl³ (2004), séries estacionárias apresentam autocorrelação exponencialmente decrescente à medida em que a defasagem é elevada, ao passo que o mesmo processo não estacionário costuma exibir decréscimo mais lento em sua função de autocorrelação. Um processo de autocorrelação parcial, por sua vez, também se aproxima de zero à medida em que a defasagem caminha para o infinito.

Cabe, sobretudo, denotar pela equação 3.5 que, em casos nos quais a raiz ϕ do polinômio característico é igual a 1, a variância do modelo será explosiva, pois tenderá ao infinito no limite, violando os pressupostos de estacionariedade (BUENO, 2011).

3.3 Testes de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas

A eliminação de raízes unitárias das séries temporais é crucial para que a estimação não incorra em uma regressão espúria. No que tange à sua detecção, diversos testes foram utilizados a fim de constatar a estacionariedade da série em questão, tais quais o Dickey e Fuller e Dickey e Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron, KPSS e NG e Perron, entre outros⁴.

Segundo Bierens (2001), há processos autorregressivos que apresentam raízes unitárias complexas, para os quais a série apresenta um comportamento persistentemente cíclico. A fim de tecer relações entre raízes unitárias complexas e ciclos de negócios, o autor emprega um processo $AR(2)$, o qual gera um ciclo suave e persistente de $2\pi/\phi$ períodos ao compreender uma função trigonométrica em sua composição:

$$y_t = 2 \cos(\phi) y_{t-1} - y_{t-2} + \mu + u_t \quad (3.6)$$

Após manipulação algébrica, a qual tem demonstrações matemáticas apresentadas com maior riqueza em sua obra, Bierens (2001) apresenta a função

³ Para demonstrações mais detalhadas, recomenda-se a consulta da obra de Lütkepohl (2004).

⁴ Para maiores informações acerca dos testes de raiz unitária simples, o leitor pode consultar Bueno (2011).

$$\frac{y_t}{\sqrt{n}} = \frac{\sigma}{\text{sen}(\phi)\sqrt{2}} \left[\cos(\phi t) W_{1,n} \left(\frac{t}{n} \right) + \text{sen}(\phi t) W_{2,n} \left(\frac{t}{n} \right) \right] \quad (3.7)$$

Em que $W_{1,n}$ e $W_{2,n}$ convergem para processos de Wiener padronizados W_1 e W_2 – processos em que há um passeio aleatório semelhante a um movimento browniano, nos quais a variável representada toma uma direção aleatória a cada variação temporal que, quando reduzida a zero, reduz também a zero a distância percorrida, caracterizando uma curva contínua e não diferenciável em nenhum ponto (CÁRCAMO, 1998). Dessa forma, y_t/\sqrt{n} assume o comportamento de uma função linear $\text{sen}(\phi t)$ e $\cos(\phi t)$, apresentando o padrão cíclico de $2\pi/\phi$ períodos (BIERENS, 2001).

A estimação não-paramétrica de Bierens (2001) também permite eliminar, por meio da aplicação do operador defasagem apropriado, o efeito de uma raiz unitária real ou de uma tendência linear, sem que as raízes complexas referentes ao ciclo de negócios sofram alterações. Por fim, pode-se inferir que, para determinadas séries temporais, o padrão cíclico é oriundo da presença de raízes unitárias complexas conjugadas. De acordo com o autor, o periodograma padronizado $\rho_n(\xi)$ de uma série temporal y_t é demonstrado por:

$$\rho_n(\xi) = \frac{2}{n\hat{\sigma}_y^2} \left[\left(\sum_{t=1}^n y_t \cos(\xi t) \right)^2 + \left(\sum_{t=1}^n y_t \text{sen}(\xi t) \right)^2 \right] \quad (3.8)$$

em que $\xi \in (0, \pi)$, n é um número ímpar de observações e $\hat{\sigma}_y^2$ é a variância amostral e base para um teste de estimação não-paramétrica. De acordo com o autor, portanto, o periodograma de um processo estacionário apresenta picos menores e melhor distribuídos quando comparado ao periodograma de um processo com raízes unitárias complexas. Por fim, Bierens (2001) demonstra que, para valores reais dos parâmetros tal que $0 < \phi_1 < \dots < \phi_k < \pi$, o periodograma tenderá a uma distribuição qui-quadrado; se, por sua vez, os parâmetros ϕ_j apresentarem valores correspondentes aos de raízes complexas conjugadas, o periodograma tenderá ao infinito.

Por sua vez, o teste de raízes unitárias complexas, responsável por denotar o

comportamento cíclico de determinada variável, possui como hipótese nula a existência de exatamente k pares de raízes unitárias complexas. Daí, tem-se:

$$H_0: y_t \text{ contém } k \text{ pares de raízes unitárias complexas conjugadas}$$

A presença dessa natureza de raízes unitárias complexas pode também ser constatada pela observação de seu periodograma, o qual tenderá ao infinito, diferentemente da tendência a uma distribuição qui-quadrado. Cabe ressaltar que o presente teste é capaz de captar a presença de raízes unitárias mesmo quando a hipótese de estacionariedade é confirmada em testes de raízes unitárias comuns, tais quais o ADF, Phillips-Perron, KPSS entre outros.

Após a realização do teste de raízes unitárias complexas conjugadas, promove-se o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, o qual possui como hipótese nula a evidência de um periodograma padronizado assintoticamente convergente à distribuição qui-quadrado. Logo, tem-se:

$$H_0: \rho_n(\xi) \Rightarrow 2\pi f(\xi)\chi_2^2$$

Em que $f(\xi)$ representa a densidade espectral de y_t .

3.4 Cointegração

Segundo Engle e Granger (1987), os componentes de um vetor x_t de variáveis econômicas em uma série $z_t = \alpha' x_t$ apresentam cointegração de ordem d sob duas condições:

1. Todos os componentes de x_t são integrados de ordem d ;
2. Há um vetor α não-nulo para que z_t seja integrada de ordem $I(d - b)$, $b > 0$.

Dessa maneira, α é denominado um vetor de cointegração se as condições acima são devidamente satisfeitas. Segundo Gujarati e Porter (2011), duas séries não-estacionárias $I(1)$

podem ser denominadas cointegradas por guardarem uma relação de longo prazo entre si, compartilhando a mesma tendência.

De acordo com Bueno (2011), a teoria da cointegração concentra-se no teste⁵ do resíduo u_t a fim de verificar estacionariedade e, se comprovada, promover o ajuste do modelo VAR. Tem-se, por fim, um modelo de vetores de correção de erros (VECM) ao incorporar o termo “erro de equilíbrio”.

3.5 Co-tendência Não Linear

Embora o fenômeno da cointegração seja tipicamente caracterizado por séries as quais apresentam raiz unitária, Bierens (2000) afirma que determinadas séries temporais macroeconômicas exibem comportamento cointegrado, ainda que não possuam raízes unitárias.

Para o autor, uma justificativa plausível ao fenômeno observado consiste na existência de uma tendência determinística não linear em comum. Segundo Bierens (2000), a co-tendência não linear pode ser determinada como o evento em que combinações lineares de séries temporais são estacionárias ao redor de uma constante ou de uma tendência, ou seja, apresentam tendências determinísticas não lineares semelhantes.

Bierens (2000) aponta para a existência de um vetor θ , tal que $\theta^T g(t) = \theta^T c_n + \theta^T f_n(t)$ é constante; isto é, $\theta^T f_n(t) = 0$, dado que o termo c_n corresponde à média da função $g(t)$. Assim, quando $t \rightarrow \infty$, a tendência de ambas as séries converge para zero, sugerindo evidências da co-tendência por meio do vetor θ , o qual corresponde a um autovalor em comum de ambas as matrizes $M_{1,p,n}$ e $M_{2,p,n}$:

$$M_{1,p,n} = \int F_{p,n}(x)F_{p,n}(x)^T dx \quad (3.9)$$

$$M_{2,p,n} = \int F'_{p,n}(x)F'_{p,n}(x)^T dx \quad (3.10)$$

⁵ O leitor pode encontrar maiores informações acerca do teste de Engle-Granger, tal como das especificações de um VECM em Bueno (2011).

O teste de co-tendência consiste em provar a hipótese nula de um vetor θ não-nulo tal que seja linear em t ou constante, isto é, apresenta co-tendência não linear, contra a hipótese alternativa de que o único vetor para o qual $\theta^T g(t)$ seja linear é zero. Se a hipótese nula é satisfeita, ou seja, se $\theta^T g(t)$ é linear em t , $\theta^T f_n(t)$ também o será e, dessa forma, $\theta^T f_n(t)$ tenderá a zero no limite, o que caracteriza o fenômeno da co-tendência.

$$\sum_{t=1}^n f_n(t) = 0 \quad (3.11)$$

$$\sum_{t=1}^n t f_n(t) = 0 \quad (3.12)$$

De maneira idêntica, o mesmo resultado pode ser constatado no procedimento inverso – se $\theta^T f_n(t) = 0$ independentemente do tempo, $\theta^T g(t)$ será linear para qualquer t menor ou igual à quantidade n de observações (BIERENS, 2000).

A estrutura do teste empregado consiste em avaliar a quantidade de vetores de co-tendência de longo prazo sobre duas variáveis analisadas no mesmo período. A hipótese nula do teste sugere a existência de r vetores de co-tendência, contra a alternativa de que há $r - 1$ vetores de co-tendência. Nos casos em que $r = 1$, é possível inferir que há relação de longo prazo entre as variáveis; por sua vez, se a hipótese nula de $r = 2$ não é rejeitada, tem-se um processo onde o número de vetores é igual ao número de variáveis, ou seja, $I(0)$, em que ambas as variáveis são consideradas estacionárias e não há, portanto, relação de longo prazo entre as mesmas.

4 RESULTADOS

A presente seção consiste em apresentar os resultados oriundos das estimações promovidas, empregando dados disponíveis nas bases do IBGE, IBRE-FGV e BCB para o período 1985-2016.

Apresenta-se o resultado dos testes de raízes unitárias complexas para o IPCA, INCC e IGP-DI em nível, velocidade e aceleração, tal como para a Selic em nível e o resultado dos testes de co-tendência não linear para os índices de inflação, capazes de demonstrar a inter-relação entre as variáveis estudadas no longo prazo por meio dos vetores de cointegração. Cabe ressaltar que o trabalho em questão pretende promover uma análise de co-tendência não linear entre taxa de juros – representada pela taxa Selic mensal – e inflação – representada pelo IPCA, INCC e IGP-DI – a fim de verificar a aderência da hipótese de Cochrane (2017) à economia brasileira no período pós-redemocratização, com apoio em Bierens (2000) e Bierens (2001). A hipótese central aponta para a existência de uma co-tendência não linear de longo prazo entre taxa de juros e inflação, corroborando a proposta a qual sugere que as taxas de inflação no Brasil não têm sofrido o impacto esperado por choques na taxa Selic, pelo menos no que diz respeito ao longo prazo.

4.1 Teste de Raízes Unitárias Complexas

4.1.1 IPCA

Quando submetido ao teste de raízes unitárias complexas conjugadas, pode-se inferir *a priori*, pela Tabela 1, que o nível do IPCA apresenta raízes complexas para o período pós-redemocratização como um todo, assim como as apresenta para todos os períodos analisados com α igual a 5% ou 10%.

Tabela 1. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Nível

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,39103	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			

I	0,32709	0,03990	0,02343	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
II	0,61901	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
III	0,32469	0,03314	0, 01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
IV	0,21768	0,02162	0,01313	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
V	0,54608	0,02832	0,01723	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do IBGE.

No que tange ao perodo total, o teste de razes unitrias complexas conjugadas para k igual a 6 pares de razes apresentou os resultados para $\hat{\rho}_{max}$ em cada pico dos ciclos observados na srie mensal na Tabela 2. Com base nos valores crticos dispostos para a Tabela 1 no perodo total, a hiptese nula da existncia de 6 pares de razes unitrias complexas conjugadas no foi rejeitada. Porm, cabe ressaltar que, segundo Bierens (2001), os valores crticos assintticos so informados com exatido apenas para k igual a 1, posto que tais valores tornam-se progressivamente conservadores  medida em que se adiciona mais pares de razes a k .

Por meio do teste para k igual a 1 em cada um dos perodos demarcados pelo ciclo, encontrou-se evidncias de no rejeio da hiptese nula apenas para o perodo 381, mediante $\alpha = 5\%$. Para verificar se os ciclos observados so de fato ocasionados por ao de razes unitrias complexas conjugadas, fora necessrio promover o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio.

Tabela 2. Teste de Razes Unitrias Complexas Conjugadas – Nvel (Total)

J	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	0,89760	7	0,00261
2	0,48332	13	0,00807
3	0,36960	17	0,01664
4	0,24166	26	0,02069

5	0,12320	51	0,03767
6	0,01649	381	0,39103

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Recorrendo-se ao teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio, a fim de verificar a hiptese nula de distribuico qui-quadrado contra a alternativa de padro cclico originado pelos 6 pares de razes unitrias complexas conjugadas, constatou-se a rejeico da hiptese nula para a varivel em nvel e defasada em at trs perodos por meio da Tabela 3.

Tabela 3. Teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio – Nvel (Total)

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
0	181,62	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00000)			
1	24,74	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,01610)			
2	24,82	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,01571)			
3	24,49	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,01742)			

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Conclui-se, portanto, que a srie mensal do IPCA em nvel no perodo ps-redemocratizao como um todo apresenta padro cclico graas  presena de razes unitrias complexas conjugadas.

Resta, porm, analisar os recortes promovidos no perodo total. Para o perodo I, o teste de razes unitrias complexas conjugadas para $k = 5$ no rejeitou a hiptese nula; quando executado o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio, a hiptese nula foi rejeitada para a varivel em nvel e defasada em at trs perodos, indicando que a ciclicidade observada se deve  presena de razes complexas. O perodo II, com $k = 6$, tambm no rejeitou a hiptese nula no teste de razes unitrias complexas conjugadas; rejeitando, todavia, todos os casos para o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio.

Também para o período III, com $k = 5$; IV, com $k = 9$; e V, com $k = 7$, o teste de raízes unitárias não rejeitou a hipótese nula; rejeitando porém a hipótese de distribuição convergente à qui-quadrado em nível, tal como para todas as 3 defasagens. Conclui-se, portanto, que o padrão cíclico observado para o nível do IPCA nos recortes selecionados é provocado pela presença de raízes unitárias complexas conjugadas.

No que tange à sua velocidade, ou seja, à variação do IPCA em determinado período t quando comparado ao período anterior $t - 1$, a presença de raízes unitárias complexas conjugadas não pode ser constatada para o período total, embora possa ser verificada para as subdivisões às quais o intervalo temporal foi submetido. A hipótese nula foi rejeitada mediante $\alpha = 5\%$ em favor da hipótese alternativa apenas para o período total, conforme evidenciado pela Tabela 4.

Tabela 4. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Velocidade

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,01427	0,02832	0,01723	Rejeita
p-valor	(0,03390)			
I	0,12163	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(0,98750)			
II	0,07070	0,06936	0,03918	Não rejeita
p-valor	(0,10230)			
III	0,05366	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(0,10830)			
IV	0,10587	0,03990	0,02343	Não rejeita
p-valor	(0,57690)			
V	0,13679	0,03990	0,02343	Não rejeita
p-valor	(0,92440)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Para o caso da velocidade do IPCA em seu período total, o teste de raízes unitárias complexas conjugadas para k igual a 7 pares revelou os resultados de $\hat{\rho}_{max}$ nos ciclos observados e dispostos na Tabela 5. Tendo os valores críticos apresentados na Tabela 4 como referência, não

foi possível categorizar os ciclos como processos originados pela presença de raízes unitárias complexas conjugadas. Todos os ciclos rejeitaram a hipótese nula quando $k = 1$.

Tabela 5. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Velocidade (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	1,57080	4	0,01120
2	0,89760	7	0,01036
3	0,52360	12	0,01257
4	0,36960	17	0,01148
5	0,25133	25	0,00631
6	0,12083	52	0,00339
7	0,04304	146	0,00088

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Prosseguindo para o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário para a velocidade do IPCA no período total, disposto na Tabela 6, observou-se que a hipótese nula de distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado não fora rejeitada a um $\alpha = 5\%$ para a variável em nível e defasada em 1 período. Para as demais defasagens, entretanto, a hipótese nula passou a ser rejeitada.

Tabela 6. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	21,42	21,06	23,68	Não rejeita
p-valor	(0,09140)			
1	22,15	18,55	21,03	Não rejeita
p-valor	(0,07566)			
2	23,94	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,04661)			
3	30,46	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00659)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Na subdivisão promovida para os cinco recortes, denotou-se resultados distintos para cada período selecionado. No que tange ao período I, o teste de raízes unitárias complexas conjugadas não rejeitou a hipótese nula para $k = 6$; para o teste da hipótese de um processo $AR(p)$ estacionário, houve rejeição da hipótese nula para a variável em nível e defasada em 2 e 3 períodos, não havendo rejeição, porém, para a defasagem em 1 período.

O período II, por sua vez, incorreu na não rejeição da hipótese nula de existência de pelo menos 2 pares de raízes complexas, isto é, $k = 2$; A hipótese nula do teste de $AR(p)$ estacionário não foi rejeitada para a variável em nível, sendo, porém, rejeitada para suas respectivas defasagens.

O período III apresentou não rejeição da hipótese nula para o teste de raízes unitárias complexas conjugadas com $k = 4$; os resultados para o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário apresentaram resultado idêntico ao do período II – não rejeição da hipótese nula para o nível, com rejeição para cada uma das defasagens selecionadas.

Para o período IV, houve não rejeição da hipótese nula da existência de pelo menos 5 pares de raízes unitárias complexas conjugadas. Por sua vez, o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário rejeitou a nula em favor da alternativa para a variável em nível e em suas respectivas defasagens – isto é, infere-se que a ciclicidade da série se deve à presença de raízes complexas.

Por fim, o período V também incorreu em não rejeição da hipótese nula para o teste de, no mínimo, presença de 5 pares de raízes unitárias. A hipótese nula do teste de estacionariedade não foi rejeitada para o nível e a defasagem em 1 período; no entanto, ao considerar as defasagens em 2 e 3 períodos, respectivamente, observou-se que ambas rejeitaram a hipótese de distribuição qui-quadrado mediante um $\alpha = 5\%$.

Conclui-se que a trajetória do periodograma padronizado para o nível do IPCA parece seguir um padrão interrompido, com rejeição da hipótese de estacionariedade para determinados períodos em $p = 0$ e não rejeição para outros. Tal resultado pode estar atrelado a mudanças na política macroeconômica ao longo do intervalo temporal, assim como no padrão e amplitude cíclica observado para a variável.

Por sua vez, não foi possível inferir a existência de raízes unitárias complexas conjugadas para a aceleração do IPCA – disposta na Tabela 7 – para nenhum período, tanto no que se refere

aos anos pós-redemocratização quanto às subdivisões analisadas. A hipótese nula foi rejeitada em todos os cenários – exceto os períodos I e IV –, com α igual a 5%. Conclui-se, portanto, que não há evidências de raízes unitárias complexas conjugadas para a aceleração do IPCA no período total abrangido pelo presente estudo.

Tabela 7. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Aceleração

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,00355	0,06936	0,03918	Rejeita
p-valor	(0,00410)			
I	0,08993	0,06936	0,03918	Não rejeita
p-valor	(0,14710)			
II	0,01035	0,24506	0,13335	Rejeita
p-valor	(0,00400)			
III	0,04286	0,24506	0,13335	Rejeita
p-valor	(0,01670)			
IV	0,14531	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(0,65450)			
V	0,03662	0,06936	0,03918	Rejeita
p-valor	(0,04620)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Quando submetida ao teste para k igual a 3 pares de raízes unitárias complexas conjugadas dispostos na Tabela 8, teve-se a rejeição da hipótese nula de todos os períodos correspondentes aos ciclos demarcados quando $k = 1$, mediante $\alpha = 5\%$, e quando $\hat{\rho}$ é comparado aos valores críticos expostos na Tabela 7. Considera-se, portanto, a hipótese de que o padrão cíclico observado não se deve à presença de raízes complexas conjugadas.

Tabela 8. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Aceleração (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	0,89760	7	0,00355
2	0,52360	12	0,00172

3	0,39270	16	0,00066
---	---------	----	---------

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Por sua vez, quando o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio fora realizado, a inferncia anterior foi confirmada. A hiptese nula de distribuio assintoticamente convergente à qui-quadrado no sofreu rejeio para a acelerao do IPCA, tanto em nvel quanto nas defasagens em 1 e 2 perodos para ambos os valores crticos, conforme se pode observar por meio da Tabela 9. De acordo com o resultado do teste, a hiptese nula no foi rejeitada apenas para defasagens superiores a 3 perodos.

Tabela 9. Teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
0	2,26	10,64	12,59	No rejeita
p-valor	(0,89451)			
1	5,73	10,64	12,59	No rejeita
p-valor	(0,45429)			
2	9,73	10,64	12,59	No rejeita
p-valor	(0,13667)			
3	18,56	10,64	12,59	Rejeita
p-valor	(0,00498)			

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

No que concerne aos cinco perodos selecionados, foi possvel constatar a no rejeio da hiptese nula de presena de pelo menos 3 pares de razes unitrias complexas conjugadas no teste promovido para o perodo I; no teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio, por sua vez, a hiptese nula no foi rejeitada para a varivel em nvel, tampouco com defasagem em 1 perodo – a rejeio da hiptese nula em favor da presena de razes unitrias complexas conjugadas ocorreu somente para a defasagem em 2 e 3 perodos, respectivamente.

Em relao ao perodo II, a hiptese nula foi rejeitada mediante $k = 1$, acompanhada de no rejeio da hiptese nula para a varivel em nvel e defasada em 1 e 2 perodos, para o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio; houve rejeio somente para casos de defasagem superior a 3

períodos. Infere-se, portanto, que o período II não apresenta raízes unitárias complexas conjugadas, tendo distribuição assintoticamente convergente para uma qui-quadrado.

Para o período III, em sequência, a hipótese nula também foi rejeitada para $k = 1$, ao passo que a hipótese nula de $AR(p)$ estacionário não foi rejeitada para a variável em nível, sendo, entretanto, rejeitada para suas respectivas defasagens. Semelhantemente ao observado para o período II, pode-se concluir que o comportamento da série no período III não é afetado pela existência de pelo menos 1 par de raízes unitárias complexas conjugadas.

Em contraponto aos períodos II e III, o recorte referente ao período IV pareceu revelar, mediante $k = 4$, a não rejeição da hipótese nula no teste de raízes unitárias complexas conjugadas. A hipótese nula no teste de um $AR(p)$ estacionário foi também rejeitada para todas as defasagens da variável, tal como para seu próprio nível. Daqui é possível inferir que o período IV, ao que tudo indica, recebe influência de raízes unitárias complexas no padrão cíclico observado em sua série.

Por fim, o período V promoveu um retorno aos padrões observados anteriormente para a aceleração do IPCA. Para um k igual a 3 pares de raízes unitárias complexas conjugadas, a hipótese nula do teste não sofreu rejeição. Também assim, a hipótese nula não foi rejeitada no teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, tanto para seu nível quanto para sua defasagem em 1 período. As defasagens em 2 e 3 períodos, entretanto, permaneceram apresentando rejeição da hipótese nula de distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado.

4.1.2 INCC

Para o caso do Índice Nacional de Custo da Construção, o teste de raízes unitárias complexas em nível aponta não rejeição da hipótese nula para todos os recortes, tal como para o período total pós-redemocratização. Conforme é possível observar por meio da Tabela 10, a hipótese nula da existência de pelo menos um par de raízes unitárias complexas conjugadas não se torna rejeitada perante qualquer valor de α arbitrariamente selecionado.

Tabela 10. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Nível

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
---------	----------	---------------	--------------	------------

Total	0,38073	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
I	0,35389	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
II	0,41891	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
III	0,16685	0,06936	0,3918	Não rejeita
p-valor	(0,43640)			
IV	0,16213	0,02162	0,01313	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
V	0,32129	0,02832	0,01723	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do IBRE-FGV.

Em consonncia com o observado para o IPCA, o nvel do INCC – o ndice Nacional do Custo da Construo – no rejeitou a hiptese nula para nenhum dos perodos. Com base nos valores crticos dispostos na Tabela 10, foi possvel traar um panorama sobre o perodo total ps-redemocratizao. A Tabela 11 exibe o resultado de $\hat{\rho}_{max}$ para cada um dos 6 ciclos identificados, $k = 6$, para o qual o teste de razes unitrias no foi rejeitado. A fim de verificar a presena de razes unitrias complexas conjugadas de forma certa, recorreu-se ao teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio, disposto na Tabela 12.

Tabela 11. Teste de Razes Unitrias Complexas Conjugadas – Nvel (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	0,89760	7	0,00418
2	0,48332	13	0,00610
3	0,36960	17	0,01816
4	0,24166	26	0,02065
5	0,12566	50	0,03674
6	0,01649	381	0,38073

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do IBRE-FGV.

No que tange ao teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, o qual tem por hipótese nula uma distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado e por hipótese alternativa a presença de raízes unitárias complexas, pode-se verificar a rejeição da hipótese nula a 5% para a variável em nível, tal como para suas respectivas defasagens, conforme exposto na Tabela 12. Conclui-se, portanto, pela existência de raízes unitárias neste processo, corroborando os resultados obtidos anteriormente.

Tabela 12. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	177,76	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00000)			
1	24,30	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,01849)			
2	22,00	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,03749)			
3	24,04	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,02007)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Ainda sob perspectivas temporais, pode-se verificar que a hipótese nula não foi rejeitada para nenhum dos períodos registrados, a caracterizar os períodos I, II, III, IV e V – k igual a 6, 6, 3, 9, 7, respectivamente, como influenciados em seu comportamento pela evidência de raízes unitárias complexas. O teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, por sua vez, revelou a rejeição da hipótese nula para quase todos os períodos, salvo exceções observadas no período II – para o qual a defasagem em 1 período não rejeita a hipótese nula – e III – para o qual a hipótese nula não foi rejeitada para a variável em 1 e 2 defasagens, de forma respectiva.

Para o caso da velocidade, por sua vez, foi possível constatar a rejeição da hipótese nula da presença de pelo menos 1 par de raízes complexas unitárias conjugadas mediante um α de 5% para o período como um todo. Quando recortado nos períodos I, II, III, IV e V, por sua vez, o resultado se revelou distinto, em que se pode denotar a não rejeição da hipótese para os períodos

I, IV e V, e rejeição da hipótese nula para os períodos II e III, conforme observado por meio da Tabela 13.

Tabela 13. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Velocidade

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,01486	0,03314	0,01988	Rejeita
p-valor	(0,03620)			
I	0,11748	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(0,41910)			
II	0,05539	0,10762	0,06353	Rejeita
p-valor	(0,04330)			
III	0,06989	0,24506	0,13335	Rejeita
p-valor	(0,02540)			
IV	0,18477	0, 03990	0, 02343	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
V	0,09219	0,06936	0,03918	Não rejeita
p-valor	(0,15380)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Ao promover o teste de raízes unitárias complexas conjugadas para a velocidade do INCC no período o qual se estende de abril de 1985 a dezembro de 2016, pode-se identificar a rejeição da hipótese nula quando $k = 6$ e $\hat{\rho}_{max} = 0,01486$, não sendo possível inferir que a série é influenciada pela existência de pelo menos 6 pares de raízes unitárias complexas conjugadas, conforme apresentado pela Tabela 14.

Tabela 14. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Velocidade (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	1,57080	4	0,01486
2	0,89760	7	0,01193
3	0,52360	12	0,00548
4	0,36960	17	0,00903

5	0,25133	25	0,00468
6	0,13090	48	0,00216

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do IBRE-FGV.

O teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio para a velocidade do INCC no perodo total, por sua vez, revelou a no rejeio da hiptese nula de que a srie em questo converge assintoticamente para uma distribuio qui-quadrado quando $p = 0$, isto , sem defasagens. Entretanto, rejeitou-se a hiptese nula para as defasagens em 1, 2 e 3 perodos, conforme evidenciado pela Tabela 15, em que se pode considerar que a trajetria cclica observada  devida  presena de razes unitrias complexas. Como a varivel encontra-se exposta em nvel, conclui-se pela no rejeio da hiptese nula no teste de $AR(p)$ estacionrio e rejeio da hiptese nula no teste de razes unitrias complexas conjugadas, tendo portanto a inferncia de que o padro observado na srie no  afetado pela presena de razes complexas, seno por outros fatores externos a esse.

Tabela 15. Teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
0	18,34	18,55	21,03	No rejeita
p-valor	(0,10572)			
1	24,89	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,01538)			
2	22,55	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,03178)			
3	36,92	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00023)			

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do IBRE-FGV.

Ao considerar os demais casos, pode-se identificar a rejeio da hiptese nula no teste de $AR(p)$ para todo e qualquer p nos perodos I ($k = 4$), IV ($k = 5$) e V ($k = 3$). Infere-se que os perodos foram, portanto, afetados pela presena de razes unitrias complexas conjugadas. Para os perodos II e III, por sua vez, a hiptese nula no foi rejeitada para $p = 0$, enquanto foi

rejeitada para as demais defasagens consideradas. A alternância entre rejeição e não rejeição da hipótese de presença de raízes unitárias complexas percebida nos cinco períodos denota uma alteração do padrão cíclico observado, pela mudança da amplitude cíclica. Todavia, quando o período total foi analisado à luz dos testes empregados, definiu-se a velocidade do INCC como processo estacionário, diferentemente do ocorrido com o nível do mesmo índice.

De forma semelhante ao constatado por meio da Tabela 13, observou-se alternância entre a rejeição e não rejeição da hipótese nula para o teste de raízes unitárias complexas conjugadas, conforme pode ser visualizado por meio da Tabela 16. Sua não rejeição ocorreu para os períodos III, IV e V, ao passo que se pode inferir a inexistência de pares de raízes unitárias complexas conjugadas e, portanto, ausência de seu impacto sobre o comportamento cíclico entre as variáveis para o período total pós-redemocratização, tal como para os estratos I e II.

Tabela 16. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Aceleração

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,01222	0,10762	0,06353	Rejeita
p-valor	(0,00840)			
I	0,04222	0,10762	0,06353	Rejeita
p-valor	(0,03270)			
II	0,02768	0,24506	0,13335	Rejeita
p-valor	(0,01050)			
III	0,07298	0,10762	0,06353	Não rejeita
p-valor	(0,05960)			
IV	0,03755	0,10762	0,06353	Não rejeita
p-valor	(0,02920)			
V	0,06566	0,06936	0,03918	Não rejeita
p-valor	(0,09350)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Por uma perspectiva mais aprofundada em relação ao teste disposto na Tabela 16 para o período total, pode-se observar a rejeição da hipótese nula para um α de 5% com k igual a dois ciclos, conforme evidenciado pela Tabela 17. A princípio, é possível concluir que a aceleração do INCC no período pós-redemocratização como um todo – isto é, sem levar em consideração os

recortes – não apresenta evidências de dois pares de raízes unitárias complexas conjugadas, tendo portanto comportamento estacionário. Faz-se necessário estimar o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário a fim de verificar a persistência do resultado.

Tabela 17. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Aceleração (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	1,57080	4	0,01222
2	0,89760	7	0,00373

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

No que tange ao teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, foi possível verificar a não rejeição da hipótese nula para p em nível, enquanto constatou-se rejeição da nula em favor da hipótese alternativa para p igual a 1, 2 e 3 períodos de defasagem. O resultado do teste, exibido na Tabela 18, corroborou o sugerido pelo teste de raízes unitárias complexas conjugadas; não fora possível negar a hipótese de que a aceleração do INCC possui distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado e, portanto, caracterize um processo estacionário.

Tabela 18. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	6,08	7,78	7,78	Não rejeita
p-valor	(0,19339)			
1	16,23	7,78	7,78	Rejeita
p-valor	(0,00273)			
2	21,45	7,78	7,78	Rejeita
p-valor	(0,00026)			
3	53,91	7,78	7,78	Rejeita
p-valor	(0,00000)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

No caso dos demais períodos, constatou-se rejeição da hipótese nula no teste de raízes complexas para I, ($k = 2$), II ($k = 1$), IV ($k = 2$) e V ($k = 3$), sendo o período III ($k = 2$) o

único em que a nula não foi rejeitada. Para os testes da hipótese de AR(p) estacionário, verificou-se a não rejeição da hipótese nula para p igual a 0 e 1 nos períodos I e II, p igual a 0 no período III e para p igual a 0, 1, 2 e 3 nos períodos IV e V. Conclui-se, por fim, que a aceleração do INCC pode ser caracterizada como um processo estacionário, posto que a hipótese de distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado não fora rejeitada para nenhum dos recortes promovidos na série com $p = 0$.

4.1.3 IGP-DI

No que tange ao IGP-DI, calculado pelo IBRE-FGV, pode-se observar o mesmo padrão encontrado da tendência verificada nas variáveis IPCA e INCC em nível. A hipótese nula não fora rejeitada para o período pós-redemocratização, de acordo com a Tabela 19. Com isso, pode-se inferir que o IGP-DI apresenta comportamento cíclico influenciado pela presença de raízes unitárias complexas conjugadas.

Tabela 19. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Nível

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,38624	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
I	0,29557	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
II	0,62369	0, 05025	0, 02909	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			
III	0,06593	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(0,32690)			
IV	0,06593	0, 03314	0, 01988	Não rejeita
p-valor	(0,32690)			
V	0,14509	0,05025	0, 02909	Não rejeita
p-valor	(0,65150)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Com base nos resultados apresentados pela Tabela 20, observa-se que a estatística do teste refletiu a presença de 6 pares de raízes unitárias complexas conjugadas, não havendo rejeição da hipótese nula para qualquer valor de α . Os ciclos, delimitados pelas observações 7, 13, 17, 25, 54 e 381, e com $\hat{\rho}_{max} = 0,38624$, apontaram em direção à não rejeição de H_0 .

Tabela 20. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Nível (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	0,89760	7	0,00278
2	0,48332	13	0,00655
3	0,36960	17	0,01914
4	0,25133	25	0,02550
5	0,11636	54	0,03965
6	0,01649	381	0,38624

Fonte: Estimacão em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

O teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, demonstrado na Tabela 21, corroborou as evidências apresentadas pelo teste de raízes unitárias complexas conjugadas. A hipótese nula foi rejeitada para a variável em nível ou defasada em até 3 períodos para qualquer valor de α , isto é, rejeitou-se a proposta de que a distribuição do nível do IGP-DI seja assintoticamente convergente à qui-quadrado em favor da presença de raízes unitárias complexas como fator determinante para o padrão cíclico de seu periodograma padronizado.

Tabela 21. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	182,83	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00000)			
1	27,07	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00755)			
2	28,23	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00511)			

3	28,78	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00425)			

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

A hiptese nula da existncia de k pares de razes unitrias complexas tambm no foi rejeitada para nenhum dos cinco recortes promovidos no perodo total, ao passo que o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio apresentou rejeio da hiptese nula para todos os testes com $p = 0$, tal como para as demais defasagens, com exceo do perodo III – no rejeio de H_0 para p igual a 1, 2 ou 3. Conclui-se, por fim, que a trajetria do nvel do IGP-DI  influenciada por razes unitrias complexas conjugadas, tanto no perodo total ps-redemocratizao como nos perodos segregados.

Por intermdio da Tabela 22, pode-se analisar o teste de razes unitrias complexas para a velocidade do IGP-DI, isto , a variao do nvel do ndice em determinado tempo t em relao a $t - 1$. A hiptese nula foi rejeitada para o perodo ps-redemocratizao, embora no tenha sido rejeitada para os demais recortes, demonstrando provvel alterao da amplitude cclica observada no periodograma padronizado.

Tabela 22. Teste de Razes Unitrias Complexas Conjugadas – Velocidade

Perodo	Estimado	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,01487	0,03314	0,01988	Rejeita
p-valor	(0,03630)			
I	0,12015	0,03990	0,02343	No rejeita
p-valor	(0,74960)			
II	0,07844	0,05025	0,05025	No rejeita
p-valor	(0,19910)			
III	0,08090	0,03990	0,02343	No rejeita
p-valor	(0,32580)			
IV	0,02873	0,03990	0,02343	No rejeita
p-valor	(0,06380)			
V	0,06060	0,05025	0,2909	No rejeita
p-valor	(0,12890)			

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

O teste de raízes unitárias complexas conjugadas para o período total da velocidade do IGP-DI revelou a rejeição da hipótese nula para $k = 6$ e $\hat{\rho}_{max} = 0,01487$. Infere-se, pelo teste disposto na Tabela 23, que não houve influência de 6 pares de raízes complexas no comportamento do periodograma para a velocidade do IGP-DI em seu período total, o qual se estende de abril de 1985 a dezembro de 2016.

Tabela 23. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Velocidade (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	1,57080	4	0,01270
2	0,89760	7	0,01264
3	0,52360	12	0,00907
4	0,36960	17	0,01487
5	0,25133	25	0,00852
6	0,11636	54	0,00406

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

O teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário, por sua vez, não confirmou o teste de raízes unitárias complexas promovido na Tabela 23. Conforme disposto na Tabela 24, a hipótese nula foi rejeitada para $p = 0, 1, 2, 3$. Conclui-se por esse teste, portanto, que o processo não é estacionário, podendo indicar que sua tendncia não linear determinística é influenciada por outros fatores que não os pares de raízes unitárias complexas conjugadas.

Tabela 24. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	23,57	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,02324)			
1	22,25	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,03485)			
2	22,23	18,55	21,03	Rejeita

p-valor	(0,03506)			
3	31,22	18,55	21,03	Rejeita
p-valor	(0,00182)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Para o caso dos cinco períodos selecionados, verificou-se que a hipótese nula do teste de raízes unitárias complexas não foi rejeitada para $k = 5, 4, 5, 5, 4$, respectivamente, ao passo que o teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário foi rejeitada para $p = 0$ nos períodos I e III, tendo sido portanto não rejeitada nos períodos II, IV e V. Logo, considera-se que os períodos II, IV e V apresentam distribuição assintoticamente convergente à qui-quadrado, rejeitando a hipótese nula apenas quando $p > 0, 2, 1$, respectivamente.

Diferentemente do observado para o nível e a velocidade, a aceleração do IGP-DI exibiu comportamento particular, em que a hipótese nula do teste de raízes unitárias complexas conjugadas fora rejeitada para alguns períodos e não rejeitada para outros, conforme se pode verificar na Tabela 25. Nos períodos III e V, tal como no cenário o qual engloba o Brasil redemocratizado, a hipótese nula da presença de raízes unitárias complexas foi rejeitada e, com ela, a consideração de que o periodograma padronizado da variável sofre sua influência.

Tabela 25. Teste de Raízes Unitárias Complexas – Aceleração

Período	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,01331	0,06936	0,03918	Rejeita
p-valor	(0,01530)			
I	0,06773	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(0,15200)			
II	0,04628	0,05025	0,02909	Não rejeita
p-valor	(0,08910)			
III	0,07873	0,24506	0,13335	Rejeita
p-valor	(0,02830)			
IV	0,03801	0,02832	0,01723	Não rejeita
p-valor	(0,16250)			
V	0,02299	0,05025	0,02909	Rejeita

p-valor	(0,03790)
---------	-----------

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

No que concerne ao perodo total, constatou-se a rejeico da hiptese nula para k igual a 3 ciclos, delimitados pelas observaes 4, 11 e 17, conforme evidenciado pela Tabela 26. O $\hat{\rho}_{max} = 0,01331$ est situado na rea de rejeico do teste com $\alpha = 5\%$. Com isso, prossegue-se para o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio.

Tabela 26. Teste de Razes Unitrias Complexas Conjugadas – Acelerao (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	1,57080	4	0,01331
2	0,57120	11	0,00130
3	0,36960	17	0,00095

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Com base na Tabela 27, por sua vez, o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio confirmou a inferncia decorrente do teste de razes unitrias complexas conjugadas, em que a hiptese nula de distribuo assintoticamente convergente  qui-quadrado no  rejeitada para $p = 0$ e $p = 1$. Conclui-se, portanto, que o perodo total da acelerao do IGP-DI  um processo estacionrio, no influenciado pela presena de razes unitrias complexas conjugadas.

Tabela 27. Teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio

p	$\hat{A}_{k,p}$	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
0	5,93	10,64	12,59	No rejeita
p-valor	(0,43139)			
1	10,33	10,64	12,59	No rejeita
p-valor	(0,11136)			
2	13,55	10,64	12,59	Rejeita
p-valor	(0,03505)			
3	25,16	10,64	12,59	Rejeita

p-valor (0,00032)

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

A concluso dos testes para o perodo total   seguida pelos recortes, em que, apesar da no rejeio de H_0 no teste de razes complexas para os perodos III e V, todos os resultados de testes da hiptese de $AR(p)$ estacionrio indicaram a no rejeio da hiptese nula para $p = 0$. Nos perodos III e V, a hiptese nula passou a ser rejeitada a partir de $p = 1$ e $p = 3$, respectivamente. Denota-se, por fim, que a acelerao do IGP-DI em seu perodo total, tal como em seus recortes, apresentou trajetria assintoticamente convergente   distribuio qui-quadrado, no sendo o comportamento de seu periodograma padronizado influenciado pela presena de razes unitrias complexas conjugadas.

4.1.4 Selic

Por fim, a anlise da Selic, taxa referencial de juros para a economia, apontou para a no rejeio da hiptese nula no perodo total, assim como em todos os cinco perodos seleccionados, de acordo com a Tabela 28. Infere-se, portanto, que a taxa de juros apresenta razes unitrias complexas conjugadas para todos os casos analisados.

Tabela 28. Teste de Razes Unitrias Complexas Conjugadas – Nvel

Perodo	Estimado	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
Total	0,40492	0,03990	0,02343	No rejeita
p-valor	(1,00000)			
I	0,39524	0,05025	0,02909	No rejeita
p-valor	(1,00000)			
II	0,46296	0,05025	0,02909	No rejeita
p-valor	(1,00000)			
III	1,49539	0,03314	0,01988	No rejeita
p-valor	(1,00000)			
IV	0,48864	0,02482	0,01502	No rejeita
p-valor	(1,00000)			

V	3,99670	0,03314	0,01988	Não rejeita
p-valor	(1,00000)			

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do BCB.

No que tange ao período total, o qual pela Tabela 29 apresenta $k = 5$ e $\hat{\rho}_{max} = 0,40492$, infere-se que a hipótese nula não fora rejeitada para qualquer valor de α escolhido. Tem-se, portanto, que o periodograma padronizado da Selic mensal no Brasil redemocratizado é afetado pela presença de 5 pares de raízes unitárias complexas conjugadas.

Tabela 29. Teste de Raízes Unitárias Complexas Conjugadas – Nível (Total)

j	$\phi_{0,j}$	Ciclo	$\hat{\rho}(\phi_{0,j})/n$
1	0,48332	13	0,00848
2	0,36960	17	0,01399
3	0,24166	26	0,02362
4	0,12083	52	0,04129
5	0,01649	381	0,40492

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do BCB.

O teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário evidenciado por meio da Tabela 30, por fim, indicou o mesmo resultado proposto pelo teste de raízes unitárias complexas conjugadas. A hipótese nula foi rejeitada em favor da alternativa tanto para a variável em nível quanto para sua defasagem em até 3 períodos. Infere-se, portanto, que a taxa Selic no Brasil pós-redemocratização é um processo não estacionário, afetado pela presença de raízes unitárias complexas.

Tabela 30. Teste da hipótese de $AR(p)$ estacionário

P	$\hat{A}_{k,p}$	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
0	187,57	15,99	18,31	Rejeita
p-valor	(0,00000)			
1	23,40	15,99	18,31	Rejeita

p-valor	(0,00936)			
2	26,74	15,99	18,31	Rejeita
p-valor	(0,00286)			
3	25,50	15,99	18,31	Rejeita
p-valor	(0,00448)			

Fonte: Estimaco em *software* "EasyReg International" com base em dados do BCB.

Ainda no que tange aos cinco recortes promovidos na srie, constatou-se no rejeio da hiptese nula para o teste de razes unitrias complexas conjugadas em nenhum dos perodos, com a presena de 4 pares nos perodos I e II, 6 pares nos perodos III e V, e 8 pares no perodo IV. Cabe ressaltar que o teste da hiptese de $AR(p)$ estacionrio rejeitou H_0 para os quatro valores de p envolvidos em todos os cinco perodos. Conclui-se, portanto, que o periodograma padronizado da Selic mensal sofre influncia de pares de razes unitrias complexas conjugadas em todas as anlises promovidas, tanto no perodo total, quanto nos recortes, corroborando o resultado do teste anterior.

4.2 Teste de Co-tendncia

O teste de co-tendncia no linear de longo prazo fora tambm estimado para o perodo ps-redemocratizao, tal como para todos os cinco recortes observados. Vale recordar que tal teste avalia a quantidade de vetores de co-tendncia de longo prazo entre duas variveis analisadas, em que a hiptese nula aponta para a existncia de r vetores de co-tendncia, enquanto a alternativa revela $r - 1$ vetores de co-tendncia. Se a hiptese nula de $r = 2$ no  rejeitada, tem-se um processo $I(0)$, no qual  possvel inferir que no h relao de longo prazo entre as variveis.

4.2.1 IPCA

O presente tópico analisou o teste de co-tendência estimado para o IPCA em nível, velocidade e aceleração contra a Selic para o período pós-redemocratização, tal como para as subdivisões às quais o período total fora submetido.

No que tange ao nível do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), pode-se verificar pela Tabela 31 a existência de ao menos um vetor de co-tendência não linear de longo prazo para o período total pós-redemocratização, assim como para os períodos I, II, III e IV; a um valor crítico $\alpha = 5\%$, conclui-se pela suposição de que a taxa de juros e o nível do IPCA guardam entre si uma relação de longo prazo. Confere-se atenção especial, no entanto, para o período V, o qual engloba o intervalo que se estende de janeiro de 2011 a dezembro de 2016; a hipótese nula para dois vetores de co-tendência não linear de longo prazo não foi rejeitada, isto é, o processo resulta em $I(0)$. Pode-se inferir, portanto, que o IPCA em nível e a taxa Selic não guardam tendência comum de longo prazo no período selecionado. O resultado encontrado parece corroborar a hipótese levantada por Cochrane (2017). Cabe analisar a persistência do mesmo resultado para a velocidade e aceleração do IPCA.

Tabela 31. Teste de Co-tendência – Nível x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,15849	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07882	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,11334	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,61340	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,23895	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07020	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,16265	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,22658	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,08003	0,35183	0,46577	Não rejeita

V	2	1,20289	0,53561	0,67420	Rejeita
	1	0,10243	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52832	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Com base na Tabela 32, pode-se constatar evidências de pelo menos um vetor de co-tendência tanto para o período o qual se estende de abril de 1985 a dezembro de 2016 quanto para os recortes I, II, III e IV; considera-se, portanto, a existência de uma tendência comum entre inflação e taxa de juros para os períodos selecionados. Semelhantemente ao observado na Tabela 31, entretanto, observou-se novamente a ocorrência de um processo $I(0)$ no período V, para o qual a hipótese nula fora rejeitada perante $\alpha = 5\%$. Conclui-se, por conseguinte, pela não-identificação de uma tendência comum de longo prazo entre a taxa Selic e a velocidade do IPCA, ou seja, a taxa em que o nível varia quando comparado ao próprio nível em $t - 1$ para o período V.

Tabela 32. Teste de Co-tendência – Velocidade x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,03528	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07867	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,06467	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,88443	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,26930	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,61393	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,28749	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	3,00332	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,03840	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,22962	0,53561	0,67420	Rejeita

V	1	0,05336	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52851	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

No que tange à acelerao, por sua vez, o IPCA apresentou os mesmos resultados constatados para o nvel e a velocidade do ndice – presena de co-tendncia no linear de longo prazo para o perodo total de ps-redemocratizao e para os excertos I, II, III e IV, conforme disposto na Tabela 33. Contudo, ao se observar o fragmento o qual compreende o perodo que se estende de janeiro de 2011 a dezembro de 2016, tornou-se novamente evidente a ausncia de co-tendncia de longo prazo mediante a considerao de $r = 2$ para um mesmo nmero de variveis, caracterizando o processo como $I(0)$.

Tabela 33. Teste de Co-tendncia – Acelerao x Selic

Perodo	r	Estimado	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,02481	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,07593	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,06309	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	0,90036	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,10790	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,13876	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,12693	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	0,83394	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,04115	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,19136	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,06136	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	0,52824	0,53561	0,67420	No rejeita

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

Ao se estabelecer uma análise completa do IPCA em suas três formas compreendidas – nível, velocidade e aceleração –, conclui-se pelos resultados obtidos que, embora a co-tendência de longo prazo entre inflação e taxa de juros possa ser verificada no Brasil redemocratizado – tal como nos períodos I, II, III e IV –, o mesmo não pode ser afirmado acerca do período 2011-2016, para o qual os dados apontam um processo $I(0)$ em todos os casos, isto é, constatando que, ao menos para o período V, a taxa Selic não guarda tendência comum com o IPCA, seja em seu nível, velocidade ou aceleração.

Neste aspecto, tornou-se imprescindível conduzir a análise a outro patamar – verificar se há co-tendência de longo prazo, no período V, entre a taxa de juros fixada pelo Banco Central e o núcleo do IPCA, ou seja, o índice o qual despreza em sua composição choques de curto prazo. Toma-se por análise os resultados obtidos para o teste de co-tendência não linear de longo prazo entre a taxa Selic e o núcleo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

Com base na Tabela 34, por meio da qual se pode observar os resultados oriundos do teste de co-tendência⁶ não linear de longo prazo para o período V – isto é, janeiro de 2011 a dezembro de 2016 –, fora possível constatar ausência de interação de longo prazo entre a taxa de juros, principal instrumento de política monetária do Banco Central, e o núcleo do IPCA.

Tabela 34. Teste de Co-tendência – Núcleo x Selic

Período	R	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
V	1	0,11536	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52877	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do BCB.

Obteve-se, portanto, um resultado coerente *a priori* com a abordagem do *price puzzle* e a vertente neofisheriana, em que mecanismos de política monetária os quais empregam a taxa de juros como principal variável não são eficientes no combate inflacionário no longo prazo; pelo

⁶ Testes ADF de raízes unitárias comuns e testes de raízes unitárias complexas conjugadas foram previamente realizados em relação ao teste de co-tendência. A hipótese nula de presença de raízes comuns fora rejeitada em favor da hipótese de estacionariedade, a um $\alpha = 5\%$; para o teste de raízes unitárias complexas, por sua vez, a hipótese nula da existência de um par de raízes unitárias complexas conjugadas não fora rejeitada a um mesmo $\alpha = 5\%$, justificando portanto o comportamento cíclico do periodograma padronizado da variável.

contrário, contribuem como estímulo para elevar a inflação a patamares superiores ao inicialmente encontrado.

4.2.2 INCC

No que tange ao Índice Nacional do Custo da Construção, os resultados apontaram para a mesma direção indicada no caso do IPCA – embora, pela Tabela 35, o teste tenha indicado a presença de um vetor de co-tendência não linear de longo prazo entre o nível do INCC e a Selic para o período pós-redemocratização, tal como para os períodos I, II, III e IV, observou-se um processo $I(0)$ para o período V; esta observação, por sua vez, pode indicar uma não efetividade da taxa de juros fixada pelo Banco Central no combate à inflação do custo da construção no longo prazo, ao apontar para a inexistência de uma tendência comum não linear de longo prazo.

Tabela 35. Teste de Co-tendência – Nível x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,25241	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,09221	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,10332	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,98572	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,05937	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,08224	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,10668	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,81498	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,07837	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,23842	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,06176	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,57071	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Em relao à sua velocidade, encontrou-se resultados semelhantes ao constatado no nvel do INCC. Enquanto constatada a existncia de um vetor de co-tendncia no linear de longo prazo entre o INCC e a Selic para o perodo total, assim como para os perodos I, II, III e IV, o mesmo no pode ser concludo acerca do perodo V, para o qual a hiptese nula no fora rejeitada a um $\alpha = 5\%$ em $r = 2$; teve-se portanto um processo $I(0)$, o qual indica ausncia de relao de longo prazo entre as variveis – em outras palavras, ineficcia da taxa de juros no combate à velocidade do INCC, conforme se pode concluir a partir da Tabela 36.

Tabela 36. Teste de Co-tendncia – Velocidade x Selic

Perodo	r	Estimado	Crtico (10%)	Crtico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,03518	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,07575	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,05769	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	0,89577	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,25420	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,44990	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,14218	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,54609	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,03948	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	1,21554	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,06272	0,35183	0,46577	No rejeita
	2	0,52858	0,53561	0,67420	No rejeita

Fonte: Estimaco em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

No que tange à acelerao do ndice, por sua vez, pode-se inferir que o mesmo padro observado em seu nvel e velocidade fora novamente observado – no rejeio da hiptese nula

mediante um $r = 1$ para o período pós-redemocratização, tal como para os períodos de I a IV, isto é, inferência de que há um vetor de co-tendência não linear de longo prazo entre a aceleração do INCC e a taxa de juros fixada pelo Banco Central, conforme os resultados dispostos pela Tabela 37. Por sua vez, o período V novamente apontou em direção à não rejeição da hipótese nula mediante $r = 2$ e $\alpha = 5\%$, indicando um processo $I(0)$ em que o número de vetores de co-tendência torna-se idêntico ao número de variáveis, ou seja, um processo em que a taxa Selic não constitui instrumento eficiente de controle da aceleração do INCC no longo prazo, ao menos quando o período V é tomado por base.

Tabela 37. Teste de Co-tendência – Aceleração x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,02331	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,08260	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,06291	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,89983	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,07962	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,08574	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,11196	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,78010	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,03171	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,19576	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,09693	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,53747	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

4.2.3 IGP-DI

Por fim, torna-se necessário analisar o impacto da taxa de juros – principal instrumento de política monetária e de controle inflacionário do Banco Central – sobre o IGP-DI, calculado pelo IBRE-FGV.

Por meio da Tabela 38, a qual exhibe os resultados do teste de co-tendência não linear de longo prazo entre Selic e IGP-DI, pode-se concluir de maneira homóloga ao IPCA e INCC pela existência de co-tendência mediante $r = 1$ e $\alpha = 5\%$; entretanto, no que tange ao período V, pode-se novamente inferir que não houve, no nível de confiança adotado, relação de longo prazo entre a Selic e o IGP-DI. Dessa maneira, fora possível inferir que não houve co-tendência não linear de longo prazo entre as variáveis examinadas no período 2011-2016, em alinhamento com a hipótese suscitada por Cochrane (2017).

Tabela 38. Teste de Co-tendência – Nível x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,12720	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07896	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,13176	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,18494	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,15117	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,05821	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,12589	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,59455	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,07432	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,20689	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,05205	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52828	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Semelhantemente ao observado em seu nível, os resultados exibidos para a velocidade do IGP-DI por meio da Tabela 39 apontam para o mesmo desfecho anteriormente constatado. Embora a hipótese nula tenha sido rejeitada para $r = 2$ e não rejeitada para $r = 1$ sob $\alpha = 5\%$ no período geral pós-redemocratização, tal como nos períodos de I a IV, isto é, de 1985 a 2010, o período V novamente concluiu pela não rejeição da hipótese nula mediante duas raízes de co-tendência não linear. O processo assume então característica igual a $I(0)$, indicando ausência de interação entre as variáveis Selic e IGP-DI em velocidade no longo prazo.

Tabela 39. Teste de Co-tendência – Velocidade x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H_0 (5%)
Total	1	0,03553	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07902	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,06331	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,88443	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,28098	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,71399	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,13488	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,41035	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,03411	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,30600	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,05555	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52893	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Coube, por fim, analisar os efeitos da taxa nominal de juros sobre a aceleração do IGP-DI, conforme disposto na Tabela 40. Os resultados persistiram em identificar ausência de tendência comum no longo prazo entre a variável Selic e o IGP-DI em sua aceleração – isto é, a variação de

sua velocidade em t quando comparada a $t - 1$. Portanto, infere-se novamente que, apesar de concluir pela existência de um vetor de co-tendência para os períodos I, II, III e IV, tal como para o período pós-redemocratização como um todo, a hipótese nula com $r = 2$ sob $\alpha = 5\%$ não pode ser rejeitada no intervalo 2011-2016, o qual compreendeu os dois mandatos do Governo Dilma Rousseff. Conclui-se, em consonância com a proposta de Cochrane (2017), que a taxa de juros não se apresenta como instrumento eficaz de controle inflacionário, ao menos no que tange à aceleração do IGP-DI quando o período V é tomado como base.

Tabela 40. Teste de Co-tendência – Aceleração x Selic

Período	r	Estimado	Crítico (10%)	Crítico (5%)	H0 (5%)
Total	1	0,02742	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,07726	0,53561	0,67420	Rejeita
I	1	0,05959	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,92508	0,53561	0,67420	Rejeita
II	1	0,12608	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,23728	0,53561	0,67420	Rejeita
III	1	0,12733	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,94233	0,53561	0,67420	Rejeita
IV	1	0,05544	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	1,22294	0,53561	0,67420	Rejeita
V	1	0,11802	0,35183	0,46577	Não rejeita
	2	0,52868	0,53561	0,67420	Não rejeita

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

Por fim, cabe trazer à tona possíveis ocorrências capazes de explicar o fenômeno observado na economia brasileira redemocratizada, principalmente no que tange ao quinquênio 2011-2016. De fato, verifica-se a existência de ao menos um vetor de co-tendência não linear de

longo prazo entre a taxa básica de juros e todos os índices de inflação – em nível, velocidade e aceleração – para o período total, tal como para os demais recortes promovidos na amostra. Os resultados denotam a tendência comum entre as variáveis compreendidas pelo presente trabalho, em consonância com as considerações feitas por Nakano (2005), Ferreira e Castelar (2008) e Kawamoto e Oreiro (2011) para a economia brasileira. Infere-se, portanto, que há evidências de um enigma de preços no período pós-redemocratização, tal como nos períodos I, II, III e IV.

Torna-se essencial, entretanto, debruçar-se sobre o pertinente resultado obtido para o período V, isto é, o recorte que compreende o intervalo 2011-2016. Resende (2017) denota que a experiência vivenciada pelas economias desenvolvidas em termos de política monetária no pós- crise de 2008 trouxeram à tona novos paradigmas, os quais puseram em cheque a credibilidade de modelos macroeconômicos embasados pela Teoria Quantitativa da Moeda ao conciliar, simultaneamente, vultosos movimentos de emissão monetária e manutenção de baixas taxas de inflação, estáveis e determinadas, acompanhadas por baixas taxas de juros que tampouco geraram espirais deflacionárias, conforme esperado pela estrutura dos modelos neokeynesianos guiados pela regra de Taylor. Pode-se inferir, portanto, que a ascensão de novos padrões globais no que tange à interação juros-inflação tenha sido capaz de impactar, ainda que indiretamente, o comportamento das variáveis no Brasil.

À luz de Cochrane (2017), pode-se ainda atribuir o fenômeno observado no período V ao descompasso entre as políticas fiscal e monetária o qual caracterizou o cenário brasileiro recente, o qual enfrentou reversão dos resultados fiscais à medida em que se testemunhou aprofundamento do déficit primário mediante uma atuação incerta da política monetária, a qual adotou uma política de redução da taxa de juros mesmo quando indicadores macroeconômicos não sinalizavam ambiente propício para tal movimento, conforme descreve Bolle (2016). Para a autora, que cita a dominância fiscal como situação limitadora da ação do Banco Central, o Brasil está historicamente ligado a um viés inflacionista, o qual permeia a condução da política econômica e termina por gerar distorções nas expectativas dos agentes, que passam a se comportar defensivamente, impactando a alocação de recursos.

O viés supracitado pode encontrar respaldo no que é denominado processo fracionalmente integrado ou de memória longa; neste caso, as séries exibem comportamento $I(d)$, $0 < d < 1$. Há indícios de que a inflação brasileira exhibe o comportamento descrito, com a presença de memória de longo prazo sobre sua média e volatilidade, conforme constatado em

estudo de Figueiredo e Marques (2009). Tais padrões refletem a postura defensiva dos agentes econômicos, responsável pela manutenção de um resíduo inercial, mesmo após a implementação do Plano Real, ainda que em menor magnitude. Infere-se, portanto, que os resultados observados para o período V podem estar atrelados ao comportamento dos agentes econômicos, os quais, mergulhados em ambiente de elevada incerteza e deterioração das expectativas, colaboram para a formação de processos de memória longa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Tendo em vista contribuir para o avanço dos estudos em política monetária na realidade brasileira, o presente trabalho buscou examinar o comportamento da taxa básica de juros e dos principais índices de inflação em curso no país e, sobretudo, a interação entre tais variáveis e sua tendência no longo prazo. Diante dos resultados obtidos, constata-se que a relação entre inflação e taxa de juros não parece seguir caminhos tão claramente definidos quanto os esperados pela teoria tradicional, comprometendo o emprego de modelos VAR e SVAR, populares na estimação dos efeitos de política monetária a partir de funções de resposta ao impulso.

Os testes empregados na Seção 4 apontam para um comportamento peculiar na estrutura do periodograma padronizado dos índices de inflação e da taxa básica de juros. Quando analisados em perspectiva de nível, nenhum índice rejeita a hipótese nula do teste, demonstrando estar, em maior ou menor medida, influenciado pela presença de pares de raízes unitárias complexas conjugadas, as quais afetam seu comportamento predominantemente cíclico. Atenta-se ainda para o fato de que o caráter cíclico das séries históricas de inflação põem em cheque os recortes baseados em estruturas lineares promovidos pela literatura.

Os resultados se dividem para a velocidade e a aceleração dos três índices empregados; registra-se conclusões variadas no que tange aos períodos selecionados, com inferência de estacionariedade para determinadas variáveis e de presença de raízes complexas para outras. Tais resultados permitem observar, sobretudo, que o padrão cíclico sofreu alterações no decorrer do período, devido à alteração de sua amplitude. Denota-se, portanto, uma estrutura cíclica peculiar, relacionada a outros fatores que não se devem exclusivamente à presença de raízes complexas. A Selic, por sua vez, apresenta influência de raízes unitárias complexas conjugadas em seu período geral, tal como em todos os recortes promovidos.

No que tange aos resultados dos testes de co-tendência não linear para as séries históricas, o resultado obtido revela informações de sobremaneira importantes. Aponta-se para a existência de uma relação comum e não linear de longo prazo entre inflação e taxa de juros no Brasil redemocratizado como um todo, assim como nos quatro primeiros períodos. Os resultados dispostos no geral, portanto, encontram-se alinhados com o verificado por Nakano (2005), Ferreira e Castelar (2008) e Kawamoto e Oreiro (2011) para a economia brasileira, à medida em que a constatação de uma tendência determinística e não linear em comum aponta para as

evidências de um fenômeno de *price puzzle*. Todavia, vale recordar que o mesmo não pode ser dito a respeito do período que se estende de janeiro de 2011 a dezembro de 2016, posto que as séries confluem para um processo integrado de ordem zero. Cabe ressaltar, ainda, que tal constatação pode estar relacionada aos denominados processos de memória longa ou fracionalmente integrados, já constatados na economia brasileira por Figueiredo e Marques (2009).

Em decorrência de tal resultado, verifica-se que não há, pelo menos no que tange ao período 2011-2016, relação de longo prazo entre a taxa básica de juros e os três níveis de inflação, assim como entre a taxa Selic e a velocidade e aceleração dos índices de inflação. Quando testada contra o núcleo do IPCA, para o mesmo período, o resultado persiste. Infere-se, pois, que a taxa de juros não constitui instrumento eficiente para o controle inflacionário no longo prazo, nem mesmo quando considerado somente o índice o qual despreza oscilações momentâneas de curto prazo. Tal resultado parece corroborar a hipótese neofisheriana levantada por Cochrane (2017) e Resende (2017).

Como limitações do presente estudo, tem-se a indefinição no que diz respeito às variáveis que exercem influência sobre o comportamento cíclico de séries aparentemente estacionárias, a exemplo da velocidade e aceleração dos índices empregados. Ressalta-se ainda a escassez de obras as quais tenham empregado metodologia semelhante para fins comparativos, e a não estimação de modelos a fim de verificar a aderência da combinação do modelo novo-keynesiano com a teoria fiscal de nível de preços ou o fato gerador do *price puzzle*, o qual recebeu diagnósticos distintos por parte dos economistas brasileiros.

Para análises futuras, revela-se interessante agregar maior número de observações à amostra a fim de verificar a persistência do problema para outros recortes temporais na economia brasileira. Cabe ainda examinar as evidências empíricas da hipótese neofisheriana para o Brasil através das estimações dos modelos propostos por Cochrane (2017). Abre-se espaço, sobretudo, para expandir o horizonte da pesquisa científica sobre o combate inflacionário às discussões introduzidas no estado da arte, pondo à prova a aderência das novas propostas as quais pretendem alumiar o debate macroeconômico contemporâneo, sobretudo no que tange à política monetária, tais quais seus instrumentos de ação e o custo de seus efeitos sobre o bem-estar da economia.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALKE, N. S.; EMERY, K. M. Understanding the price puzzle. **Economic Review**, Dallas, p. 15-26, out./dez. 1994.

BIERENS, H. J. Nonparametric nonlinear cotrending analysis, with an application to interest and inflation in the United States. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 18, n. 3, p. 323-337, jul. 2000.

BIERENS, H. J. Complex unit roots and business cycles: Are they real? **Econometric Theory**, v. 17, n. 5, p. 962-983, 2001.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 4 ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007. 602 p.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341 p.

CÁRCAMO, U. Procesos de Wiener. **Revista Universidad Eafit**, v. 34, n. 110, p. 40-51, abr./jun. 1998.

CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle. **The Economic Journal**, v. 120, n. 549, p. 1262-1283, 2010.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. **The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds**. National Bureau of Economic Research, 1994.

COCHRANE, J. H. Michelson-Morley, Fisher, and Occam: The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound. **NBER Macroeconomics Annual 2017**, v. 32, jun. 2017.

CORAZZA, G. O Banco Central do Brasil: evolução histórica e institucional. **Perspectiva Econômica**, v. 2, n. 1, p. 1-23, jan./jun. 2006.

BOLLE, M. B. **Como matar a borboleta-azul**: uma crônica da era Dilma. Rio de Janeiro:

Intrínseca, 2016. 272 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, W. J. Co-Integration and Error Correcting: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

EICHENBAUM, M. 'Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy': by Christopher Sims. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 1001-1011, 1992.

FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Nonlinearities and Price Puzzle in Brazil. **Revista EconomiA**, Brasília, v. 9, n. 1, p. 47-62, jan./abr. 2008.

FIGUEIREDO, E. A.; MARQUES, A. M. Inflação Inercial como um Processo de Longa Memória: Análise a partir de um Modelo Arfima-Figarch. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 437-458, abr./jun. 2009.

GIL, A. C. **Como Elaborar Projetos de Pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Editora Atlas, 2002. 176 p.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HANSON, M. S. The "price puzzle" reconsidered. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 7, p. 1385-1413, 2004.

KAWAMOTO, C.; OREIRO, J. Reavaliando a existência de um price puzzle no Brasil: Implicações para o regime de metas de inflação. In: XXXIX Encontro Nacional de Economia. Foz do Iguaçu, ANPEC, 2011, p. 1-18.

LÜTKEPOHL, H. Univariate Time Series Analysis. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. p. 8-85.

MENDONÇA, H. F. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007.

NAKANO, Y. O regime monetário, a dívida pública e a alta taxa de juros. **Revista Conjuntura Econômica**, v. 59, n. 11, p. 10-12, nov. 2005.

PIZA, E. C.; DIAS, J. Novo consenso macroeconômico e política monetária no Brasil: uma Avaliação Empírica. In: Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia. Salvador, ANPEC, 2006.

RESENDE, A. L. **Juros, moeda e ortodoxia**: teorias monetárias e controvérsias políticas. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017. 186 p.

ROMER, P. The trouble with macroeconomics. **September, forthcoming in The American Economist**, 2016.

SCHWARZER, H. Nota sobre efeitos da opção entre diversos índices para deflacionamento de valores nominais. 2001.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

ANEXO – TESTES DE CO-TENDÊNCIA

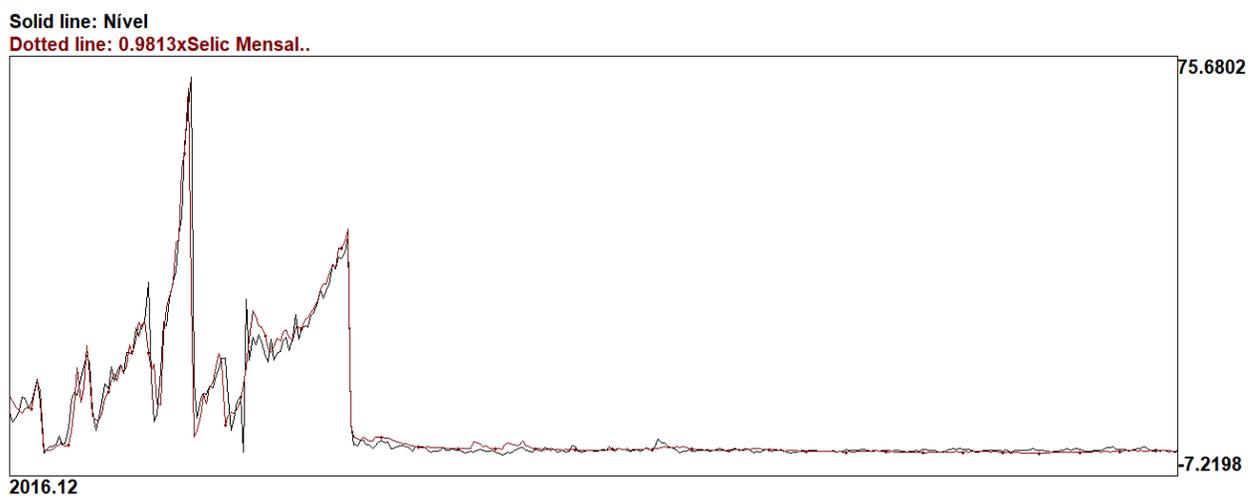


Figura 1. Teste de Co-tendência – IPCA Nível x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

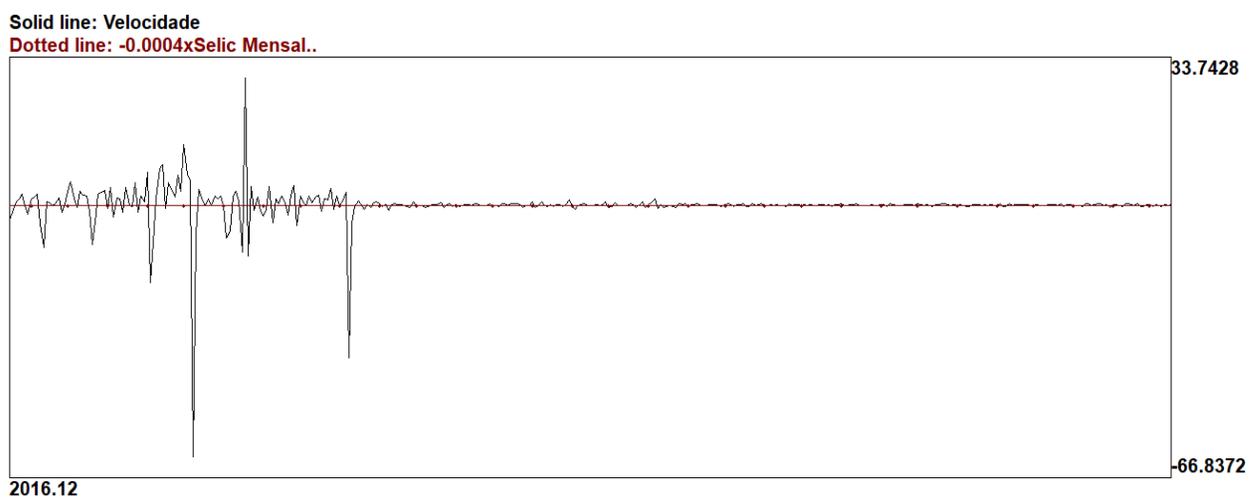


Figura 2. Teste de Co-tendência – IPCA Velocidade x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

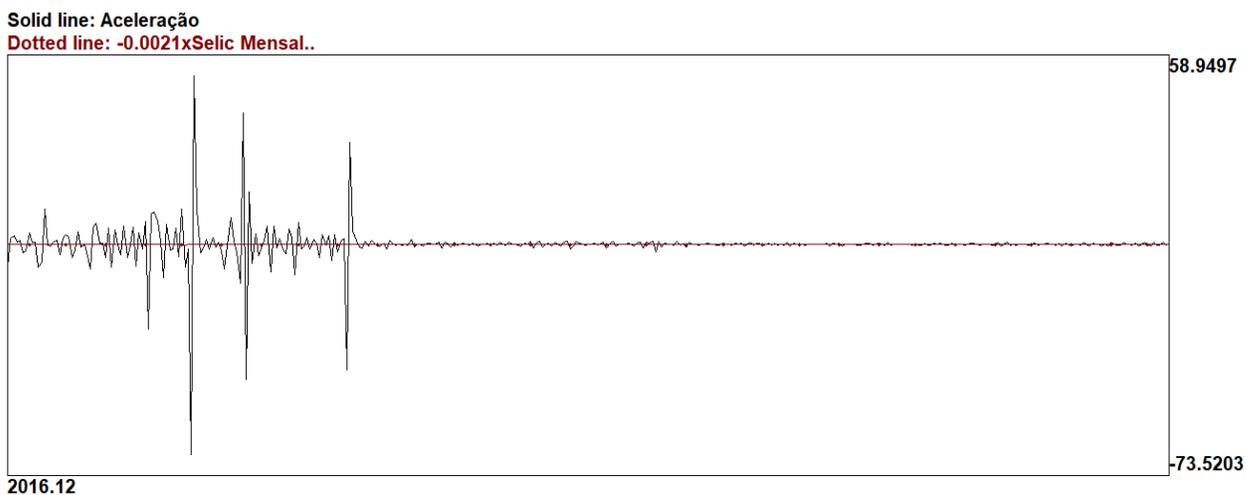


Figura 3. Teste de Co-tendência – IPCA Aceleração x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBGE.

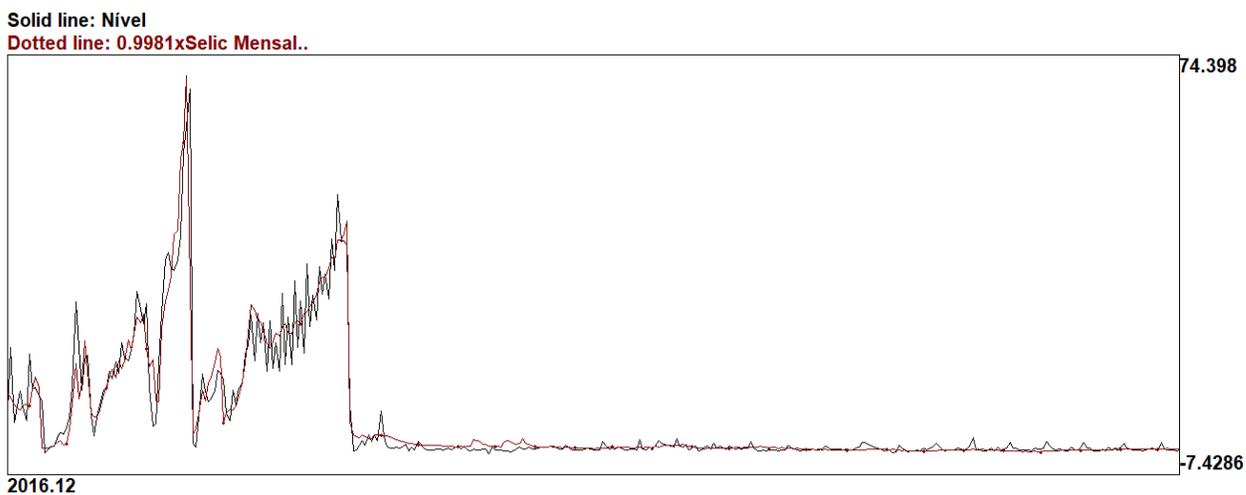


Figura 4. Teste de Co-tendência – INCC Nível x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

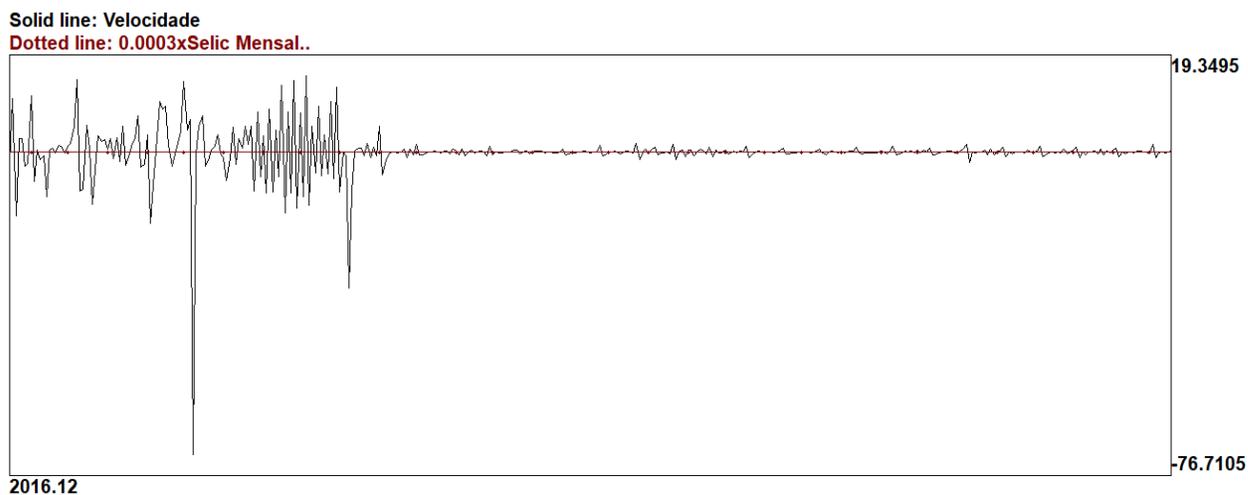


Figura 5. Teste de Co-tendência – INCC Velocidade x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

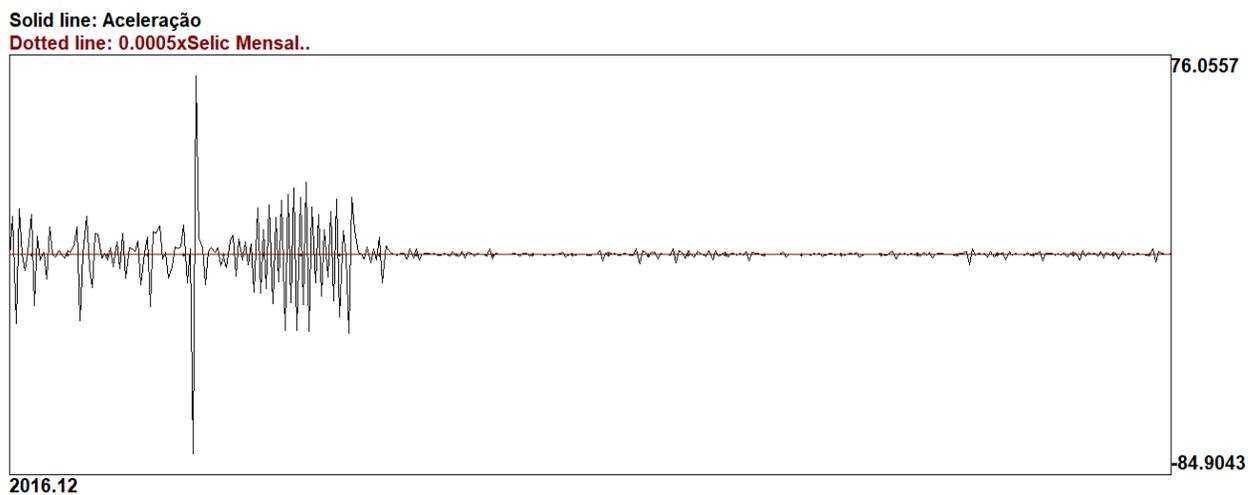


Figura 6. Teste de Co-tendência – INCC Aceleração x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

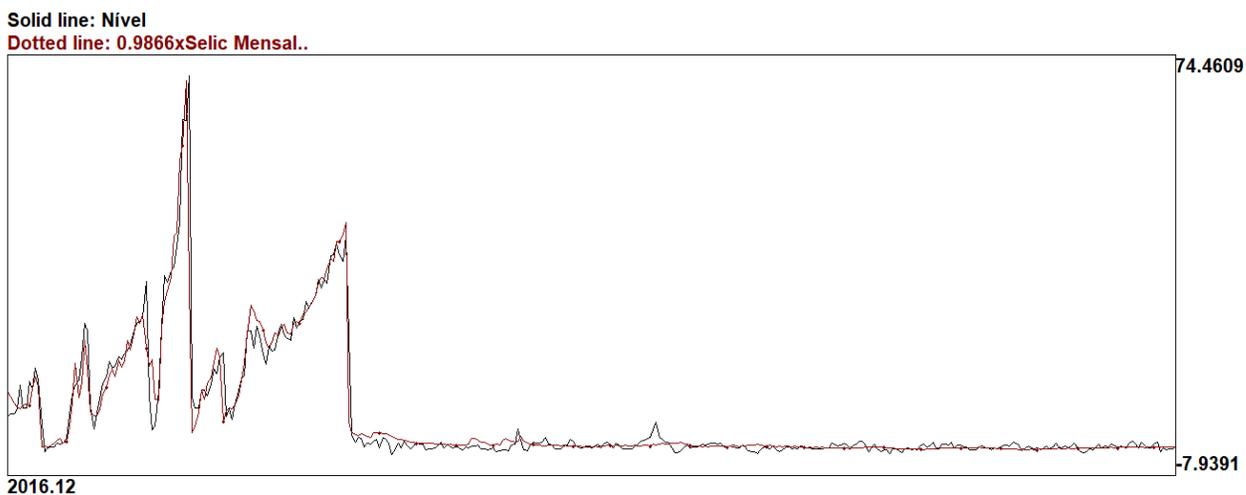


Figura 7. Teste de Co-tendência – IGP-DI Nível x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

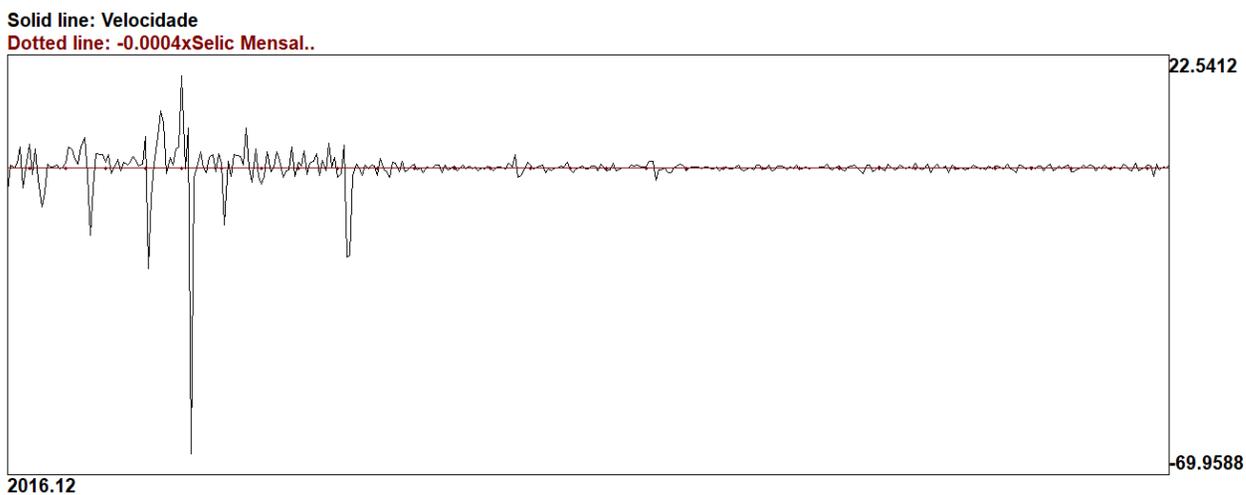


Figura 8. Teste de Co-tendência – IGP-DI Velocidade x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.

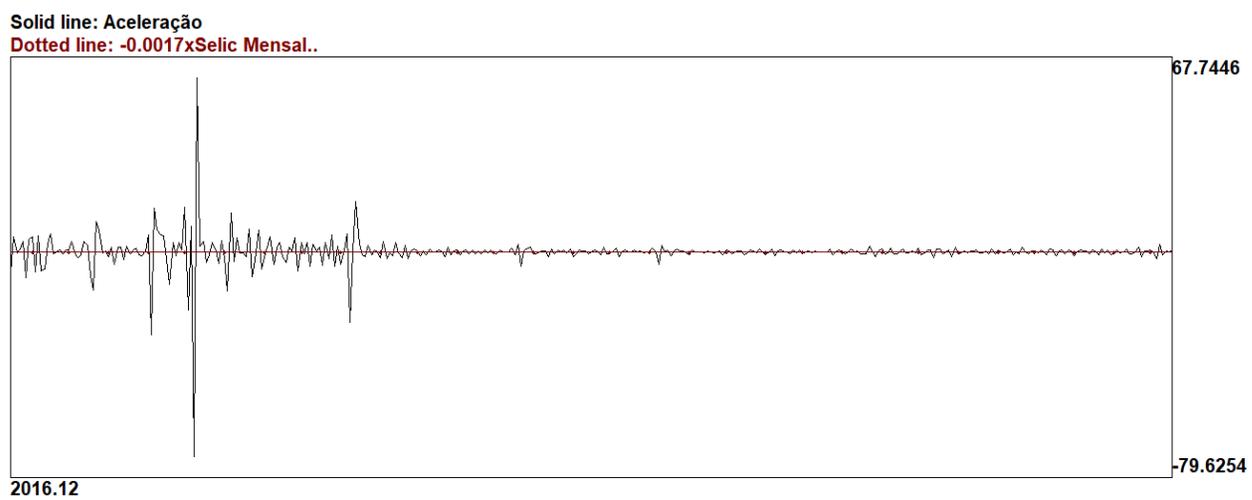


Figura 9. Teste de Co-tendência – IGP-DI Aceleração x Selic (1985-2016).

Fonte: Estimação em *software* “EasyReg International” com base em dados do IBRE-FGV.