

MACROECONOMIA DO INVESTIMENTO INDUZIDO E AS TEORIAS DOS CICLOS ECONÔMICOS E DAS CRISES EM KEYNES-MINSKY: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO APLICADA À ECONOMIA BRASILEIRA PARA 1990 A 2019

André Cutrim Carvalho

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade da Amazônia (Unama) e Engenheiro de Computação pelo Instituto de Estudos Superiores da Amazônia (Iesam), atual Faculdade Estácio de Belém. Mestre em Ciências Econômicas pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual Paulista (Unesp). Mestre em História Social da Amazônia pelo Programa de Pós-Graduação em História (PPHIST) da UFPA. Doutor em Desenvolvimento Econômico e pós-doutor em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor-pesquisador da Faculdade de Ciências Econômicas da UFPA.

E-mail: andrecc83@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-0936-9424>

David Ferreira Carvalho

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade da Amazônia (Unama) e Engenheiro Agrônomo pela Universidade Rural da Amazônia (Ufra). Mestre em Desenvolvimento Sustentável do Trópico Úmido pelo Núcleo de Altos Estudos da Amazônia (NAEA) da UFPA. Doutor em Economia e pós-doutor em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor-pesquisador da UFPA.

E-mail: david.fcarvalho@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0002-9161-4715>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Irvyem Gabriel Santos Monteiro

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Pará (UFPA).

E-mail: irvyemg19@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0005-6906-6002>

Como citar este artigo: Carvalho, A. C., Carvalho, D. F., & Monteiro, I. G. S. (2023). Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-Minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019. *Revista de Economia Mackenzie*, 20(2), 143–166. doi:10.5935/1808-2785/rem.v20n2p.143–166

Recebido em: 25/5/2023

Aprovado em: 2/10/2023

Resumo

O presente artigo tem como principal objetivo discutir e estimar a relação entre o Investimento Induzido (II) e o ciclo do Produto Interno Bruto (PIB) da economia do Brasil, tendo como base para análise os fundamentos teóricos de John Maynard Keynes e Hyman Philip Minsky. Além disso, a metodologia para execução da modelagem econométrica envolve a utilização de testes de raízes unitárias e de cointegração das séries do Investimento Induzido e do PIB do Brasil entre 1990 a 2019. Os resultados dos modelos econométricos confirmam os fundamentos econômicos de Keynes-Minsky sobre os ciclos dos negócios. Portanto, cabe aos agentes econômicos, sobretudo ao governo e ao setor empresarial, observar o melhor método de empregá-los a fim de garantir uma recuperação mais efetiva da economia, não somente focando velocidade de crescimento, mas estabilização de médio e longo prazo para assim evitar novos focos de crise no curto prazo.

Palavras-chave: Ciclo do Produto Interno Bruto (PIB); economia do Brasil; Investimento Induzido (II); modelagem econométrica; raízes unitárias e de cointegração.

Classificação JEL: E12, O47, C10.

1 INTRODUÇÃO

Em linhas gerais, a economia brasileira tem tido muita dificuldade, desde 1980, de lidar com dois (grandes) problemas: crises recorrentes geradas por taxas de inflação altas e aumento da taxa de desemprego. Entre 1980 e 1994, o Brasil sofreu com a questão da hiperinflação na economia, que só terminou com o Plano Real no ano de 1994, como consta em Bresser-Pereira e Nakano (1991).

No período de 1995 a 2014, a taxa média da inflação no Brasil ficou em 7,6% ao ano; já em 2015, porém, a taxa de inflação subiu para 10,7% ao ano, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No referido ano, o Brasil foi envolvido em uma crise econômica e política grave, em que o governo da até então presidenta Dilma Rousseff não conseguiu elaborar uma estratégia clara para escapar da situação.

Como consequência, o país experimentou uma contração gradual da sua produção e uma alta da taxa inflacionária. Nesse ínterim, uma série de escândalos de corrupção deixou os formuladores de políticas econômicas paralisados, o que culminou no afastamento (*impeachment*) da presidenta Dilma, acusada de improbidade administrativa pelas chamadas “pedaladas fiscais”, isto é, uma série de operações orçamentárias realizadas pelo Tesouro Nacional, não previstas na legislação, que consistiam basicamente em atrasar o repasse de verbas a bancos públicos e/ou privados com a intenção de aliviar a situação do déficit fiscal e da dívida pública do governo federal.

Com o *impeachment* de Dilma Rousseff, o vice-presidente Michel Temer assume interinamente o cargo de presidente da República do Brasil em 12 de maio de 2016, mas só em 31 de agosto de 2016 toma posse como titular da Presidência da República do Brasil. Após vencer a eleição presidencial em 2018, marcada pela disputa contra o candidato Fernando Haddad (PT), o candidato Jair Messias Bolsonaro (PSL) toma posse como presidente da República do Brasil em 1º de janeiro de 2019.

Do ponto de vista econômico, o desempenho do governo Bolsonaro, até o começo de dezembro de 2019, tendo como base os dados oficiais do IBGE, apresentou o seguinte resultado: o índice de inflação IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), até outubro de 2019, tinha sido de 2,60%; a taxa de crescimento do PIB até terceiro trimestre de 2019 foi de 1,0%; e a

taxa de desemprego até o terceiro trimestre de 2019 foi de 11,8%, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) contínua.

Nesse contexto, pretende-se discutir as teorias do ciclo econômico e das crises das economias capitalistas contemporâneas com base no aparato teórico econômico desenvolvido pelo economista John Maynard Keynes e ampliado por Hyman Philip Minsky.

O objetivo fundamental do presente artigo, desse modo, é discutir e estimar a relação entre o Investimento Induzido (II) e o ciclo do Produto Interno Bruto (PIB) da economia brasileira; depois disso, realizar os testes de raízes unitárias e de cointegração das séries do Investimento Induzido e do PIB do Brasil no período de 1990 a 2019. Para alcançar esse objetivo, o artigo foi organizado em quatro seções básicas, além desta seção de introdução, a saber: na segunda seção, discute-se a teoria dos ciclos e das crises de Keynes-Minsky; na terceira é apresentada a metodologia para execução da modelagem econométrica; na quarta são realizados os testes de raízes unitárias e de cointegração; e, na quinta seção, são analisados os resultados da modelagem econométrica, bem como são reveladas as considerações finais.

2

TEORIAS DOS CICLOS ECONÔMICOS E DAS CRISES DE KEYNES-MINSKY

Do ponto de vista teórico, pode-se afirmar que o artigo de Keynes, intitulado “*The General theory and after: a supplement*”, reconhecido pela “resposta” à crítica de Jacob Viner, serviu de inspiração à hipótese da instabilidade financeira de Minsky (Keynes, 1978, pp. 167-179). A explicação da instabilidade financeira, assim como uma proposta de política econômica para neutralizar a instabilidade da economia capitalista, está fundamentada na relação entre a teoria do sistema de dois preços e as condições de financiamento dos investimentos.

De fato, a hipótese da instabilidade financeira é um legado de Keynes para facilitar o entendimento das crises, ciclos e outros distúrbios imanescentes ao sistema capitalista. A razão da instabilidade financeira no sistema capitalista contemporâneo decorre do fato de os agentes assumirem posturas financeiras quando decidem financiar os seus gastos de investimentos industriais, financeiros ou mesmo de consumo mediante empréstimos tomados em instituições

financeiras, tendo em conta as expectativas do fluxo de dinheiro no futuro, sujeito a riscos e incertezas, provenientes de fontes primárias e secundárias, como adverte Minsky (1996).

A validação das dívidas financeiras contraídas pelos agentes no sistema bancário requer que os preços dos produtos das empresas vendidos no mercado sejam capazes de proporcionar lucros suficientes para cobrir os custos de produção com mão de obra e insumos e gerar um excedente para pagar suas dívidas ou induzir um refinanciamento, segundo Minsky (1982). Quando isso não ocorre, o receio de perdas desencadeia um pânico, gerando uma instabilidade financeira que se propaga com rapidez por todas as atividades econômicas e financeiras do sistema capitalista (Dymsky & Pollin, 1992, pp. 38-39).

Uma economia com dívidas privadas é uma economia vulnerável a mudanças no ritmo do investimento, pois são os investimentos que determinam a demanda agregada e a viabilidade da estrutura financeira das dívidas dos agentes privados. A instabilidade financeira da economia decorre da natureza subjetiva das expectativas dos agentes econômicos quanto ao curso e ritmo do investimento esperado, em futuro incerto, bem como da validação subjetiva dos banqueiros para o financiamento das posições de portfólio dos diferentes tipos de ativos de capital.

Na prática, em um mundo em que os empresários são os principais usuários financeiros e há uma estrutura financeira organizada, complexa e sofisticada, a incerteza é o fator subjetivo determinante da trajetória da renda e do emprego (Minsky, 1982, p. 66). A aceitabilidade dos agentes de uma estrutura financeira de dívidas é baseada numa margem de segurança, *ex ante*, tal que o fluxo esperado da moeda no futuro, inclusive durante as crises, possa cobrir os pagamentos das dívidas contratuais assumidas.

Minsky (1982), por sua vez, identifica três tipos de unidades com posturas financeiras distintas: 1º) a *unidade financeira hedge*, em que a expectativa do agente econômico é de que o fluxo da moeda proveniente de sua participação na geração da renda exceda o fluxo de pagamento em moeda das obrigações com as quais ele terá de arcar em todos os períodos do ciclo econômico em questão; 2º) a *unidade financeira especulativa*, em que a expectativa do agente é de que o fluxo total esperado da moeda oriundo da sua participação na geração da renda, quando totalizado em relação ao futuro, seja superior ao fluxo total de pagamentos em moeda das dívidas a pagar, mas as obrigações contratuais de pagamento em moeda corrente dos primeiros períodos excedam o fluxo total em moeda oriunda da sua participação na geração da renda, mesmo que a parcela da renda líquida do fluxo de moeda do primeiro período,

quando medida por critérios contábeis convencionais, exceda os pagamentos dos juros sobre as dívidas, mas têm dificuldades de amortizar o principal durante o tempo de maturação das dívidas contraídas; 3º) a unidade financeira Ponzi é um tipo de unidade financeira especulativa extrema em que o fluxo de moeda proveniente das rendas dos primeiros períodos fica abaixo dos pagamentos dos juros da dívida no primeiro período, de tal modo que, por determinado período de tempo, as dívidas a pagar tendem a crescer devido aos juros sobre as dívidas já existentes contraídas para pagar outras dívidas contraídas (Minsky, 1982, pp. 20-21).

Assim, as formas de financiamento dos investimentos induzidos em ativos estão relacionadas com as posturas assumidas pelas unidades financeiras *hedge*, especulativa e Ponzi (Minsky, 2008, pp. 77-78). A distinção quanto às posturas das unidades financeiras *hedge*, especulativa e Ponzi definem tanto os grupos de mercados que precisam funcionar normalmente para que os pagamentos das obrigações contratuais assumidas possam ser validados e cumpridos quanto as fontes potenciais de instabilidade financeira.

A fragilidade financeira, portanto, é um conceito de Minsky (1982) referente à dominância da postura das unidades especulativas e Ponzi na estrutura financeira quando essas unidades resolvem se endividar com os bancos para financiar seus gastos de investimento e/ou gastos de consumo, com base em critérios de liquidez ou de solvência num ambiente de riscos e incertezas quanto aos resultados esperados no futuro.

A hipótese de fragilidade financeira de Minsky está associada à postura das unidades financeiras especulativas e Ponzi. As unidades especulativas são vulneráveis às perturbações dos rendimentos e preços dos ativos do mercado financeiro. Além disso, a insuficiência de renda e o aumento de encargos financeiros podem transformar uma unidade especulativa em unidade Ponzi. As unidades financeiras especulativas e Ponzi dependem da taxa de desconto, do fluxo da moeda, dos lucros e preços no futuro. Uma alta de concentração de unidade Ponzi caracteriza uma situação de fragilidade financeira que causa instabilidade financeira sistêmica (Minsky, 1986, 1994).

Segundo Carvalho, Keynes observou que no sistema capitalista o processo de instabilidade financeira tende a culminar em um estado de crise que, caso não seja combatido efetivamente, poderá não só travar o crescimento econômico momentaneamente, mas fazê-lo definir a estágios difíceis de recuperar posteriormente, indo de encontro com o que pregavam as principais teorias do *mainstream* liberal de sua época – segundo as quais as crises eram momentos de instabilidade que naturalmente se autorregulariam pela ação da “Mão

Invisível” do mercado. As crises são, dessa forma, uma consequência principalmente da retração da demanda pela produção na sociedade, retração essa gerada pelo desemprego e consequente diminuição do poder aquisitivo das famílias (Carvalho et al., 2020).

Keynes ressalta, ainda, que o processo de expansão e contração da economia capitalista é natural ao sistema, porém sem a intervenção estatal para amenizar os efeitos dos momentos de crise, a recuperação da economia se daria de forma até mais lenta que a sua retração, o que poderia estagnar o crescimento ou até mesmo incorrer no risco de contração da economia como um todo, desacreditando a ideia de “livre mercado” como alternativa para uma economia que se pretende estável ou crescente.

Minsky define a causa dessa retração descrita por Keynes como o processo de transição de uma economia estável para uma economia instável, que ocorreria algumas vezes suavemente e outras tantas vezes de modo mais acelerado, e que dependeria do fluxo de capitais que são disponibilizados em uma economia, que os agentes econômicos acreditem ser estável para uso em investimentos do tipo especulativo e Ponzi (com maiores riscos e esperança de lucros maiores, por consequência).

Tal fenômeno ocorre justamente por conta da sensação de segurança que uma economia estável passa aos agentes econômicos em consonância com o aumento da demanda por investimentos (e, conseqüentemente, aumento das possibilidades de lucro) em projetos financeiros com previsão de retorno a longo prazo com características especulativas (Minsky, 2008).

Uma economia estável é aquela que possui uma estrutura financeira robusta, em que a unidade *hedge* predomina no mercado financeiro, ou seja, uma economia instável é a que possui uma estrutura financeira frágil dominada por unidades especulativas; já quando existe uma necessidade de aumentar o endividamento, tem-se uma unidade do tipo Ponzi, que aumenta a probabilidade de risco de uma situação de fragilidade financeira.

Assim, numa situação de fragilidade financeira, as autoridades financeiras não podem se descuidar das conseqüências das políticas econômicas sobre o nível de renda e da volatilidade da taxa de juros (Carvalho, 2014, pp. 201-202). É possível conceber uma estrutura financeira robusta transitando para a estrutura de fragilidade financeira caracterizada pela maior participação relativa das unidades especulativa e Ponzi no mercado financeiro.

Desse modo, na medida em que diminui a proporção da unidade *hedge* e aumentam as das unidades especulativas e Ponzi, a estrutura financeira robusta transita para a estrutura financeira frágil (Dreizen, 1985, pp. 20-27).

3

METODOLOGIA PARA APLICAÇÃO E EXECUÇÃO DA MODELAGEM ECONOMETRICA: TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS E DE COINTEGRAÇÃO

Do ponto de vista metodológico, o presente artigo pretende fazer uso de uma abordagem do tipo quantitativa. De acordo com Silva e Menezes (2005, p. 20):

[A pesquisa quantitativa] considera que tudo pode ser quantificável, o que significa traduzir em números opiniões e informações para classificá-las e analisá-las. Requer o uso de recursos e de técnicas estatísticas (percentagem, média, moda, mediana, desvio-padrão, coeficiente de correlação, análise de regressão, etc.).

Além disso, pretende-se fazer uso de abordagem do tipo exploratória, o que, segundo Silva e Menezes (2005 como citado em Gil, 2002, p. 20): “[...] visa proporcionar maior familiaridade com o problema com vistas a torná-lo explícito ou a construir hipóteses. [...] Assume, em geral, as formas de Pesquisas Bibliográficas e Estudos de Caso”.

Nesse contexto, a presença de tendência em séries de tempo compromete a aplicação de boa parcela do instrumental econométrico que lida com séries temporais não estacionárias. Por exemplo: os Modelos Autorregressivos de Médias Móveis (Arma) só se aplicam a séries temporais estacionárias. Os modelos de regressão linear também têm suas propriedades asseguradas se todas as suas variáveis são estacionárias.

Não obstante, essa situação está em desacordo com a maior parte das séries de tempo, já que as séries não estacionárias são a regra, e não a exceção. A solução recomendada, nesses casos, era estimar a regressão utilizando a primeira diferença das variáveis. Essa solução não é, porém, satisfatória porque a primeira diferença, ao reduzir ou mesmo eliminar a tendência, esconde as propriedades de longo prazo da relação existente entre variáveis econômicas, o que é, em última instância, a razão da estimação efetuada.

Phillips e Durlauf (1986) demonstraram a existência de uma solução em que é possível analisar o nível de séries temporais, e não com primeiras dife-

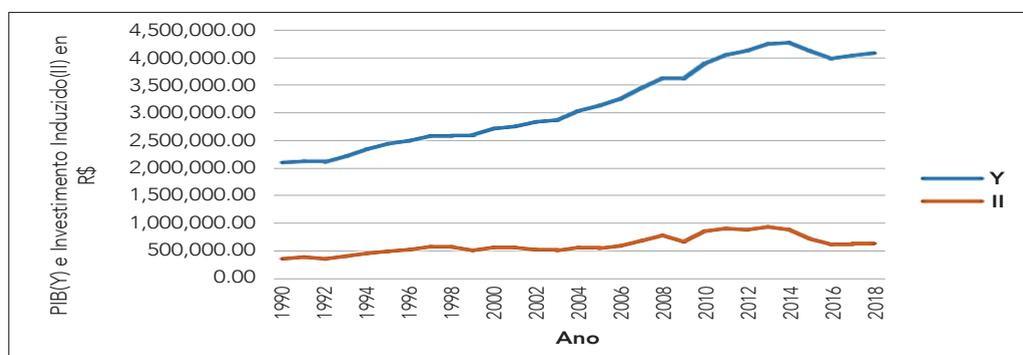
renças, sem o risco de regressões espúrias, desde que as séries em questão sejam cointegradas de uma particular ordem. Tal situação levou um grupo de econométristas da escola das expectativas racionais a desenvolver instrumentos que permitiram solucionar o impasse (Muth, 1984, pp. 4-10).

A averiguação das teorias econômicas pode ser realizada com base em séries temporais que, em sua grande maioria, apresentam alguma tendência. A existência de tendências pode levar a regressões espúrias, ou seja, à aceitação de relação existente entre variáveis geradas por processos que são inteiramente independentes.

Autores como Granger e Newbold (1974) demonstraram, por intermédio de simulações, que é bastante elevada a probabilidade de se aceitar estatisticamente a existência de causalidade entre duas variáveis geradas por dois passeios aleatórios independentes. Mas a identificação de séries temporais de duas ou mais variáveis precisa da realização do teste de raiz unitária. A Figura 1 mostra a evolução do investimento induzido e do PIB do Brasil.

Figura 1

Evolução do PIB (Y) e do Investimento Induzido (II) do Brasil: 1990-2018



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do IBGE.

Analisando-se o comportamento das linhas representativas do Investimento Induzido (II) e do Produto Interno Bruto (PIB), nota-se que, quando o investimento induzido sobe (ou desce), o PIB aumenta (ou diminui). Percebe-se,

portanto, que a trajetória do investimento no longo prazo é identificada como o padrão historicamente observável de uma nação em determinada data. A tendência segue uma espécie de nível ideal (ou nível desejável) de equilíbrio. Assim, como visto em Hatzius (2003) e Godley et al. (2007), se o investimento induzido sobe acima do nível normal, há um impulso no crescimento do PIB.

■ 3.1 Testes de raízes unitárias

Os testes de raízes unitárias mais conhecidos se destinam às séries temporais que têm, no máximo, uma raiz unitária, ou seja, séries temporais que são em sua origem estacionárias, ou são estacionarizadas com a aplicação de uma diferença. Nelson e Plosser (1982) demonstraram que grande parte das séries macroeconômicas são integradas de ordem 1 (1).

Na sequência, será apresentado, inicialmente, o seguinte modelo econômico com séries estacionárias:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que:

ε_t é um ruído branco (estacionária);

Se $|\rho| < 1$ y_t é estacionária e descrita por um AR(1);

Se $\rho = 1$, y_t é não estacionária de passeio aleatório.

Escrevendo o modelo como $(1 - \rho B)y_t = \varepsilon_t$, fica evidente que, se a raiz de $(1 - \rho B) = 0$ é igual à unidade, $\rho = 1$. O teste de raiz unitária para o modelo em questão consiste, desse modo, em testar $H_0: \rho = 1$ contra $H_a: \rho < 1$.

Na prática, o primeiro passo consiste em estimar ρ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testar a hipótese nula por meio do teste t. Contudo, se a hipótese nula for verdadeira, $\hat{\rho}$ apresenta viés negativo, e a estatística t, expressa por $(\hat{\rho} - 1)/S_{\hat{\rho}}$, não tem distribuição t de Student. Para resolver o problema, Dickey e Fuller (1979) derivaram, por meio de simulações, a distribuição de $\hat{\rho}$ quando $\rho = 1$. Surgiu o teste Dickey e Fuller para uma raiz unitária.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

3.1.1 Teste Dickey-Fuller (DF)

O teste DF testa a existência de uma raiz unitária em y_t quando o processo gerador da série é expresso por um dos três modelos a seguir apresentados:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} \quad (5)$$

Em que:

ε_t é um ruído branco.

Subtraindo y_{t-1} dos dois lados da equação (2), esta pode ser reescrita assim:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + y_{t-1} + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Substituindo o primeiro membro da equação (6) pela equação (5), temos:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Procedendo da mesma forma com a equação (3), temos:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha - y_{t-1} + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \alpha - y_{t-1} + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde:

$$\gamma = \rho = 1 \quad (10)$$

Assim, testar $H_0: \rho = 1$ é equivalente a testar $H_0: \gamma = 0$, que é a forma adotada mais frequentemente. Hipóteses a respeito da constante βt e da tendência linear podem também ser testadas por meio de testes individuais ($H_0: \alpha = 0$ e $H_0: \beta = 0$) de testes conjuntos, por exemplo, $H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$.

Uma vez mais, as distribuições t e F não são adequadas e outras distribuições alternativas foram apresentadas por Dickey e Fuller (1981). Em síntese, os testes DF consistem em estimar as equações (2) e (3) por MQO e comparar as estatísticas t resultantes aos valores críticos gerados por Dickey e Fuller (1981). Para hipóteses conjuntas, todavia, a estatística do teste é construída a partir da soma dos quadrados dos resíduos das regressões.

3.1.2 Testes Dickey & Fuller e de Johansen

Os testes Dickey e Fuller pressupõem que, sob hipótese alternativa (H_a), a série y_t é descrita por Autorregressiva de ordem um AR(1), além da eventual presença de tendência linear βt . Se y_t for gerado por um AR(p), as equações (4), (5) e (6) devem ser “aumentadas” da forma a seguir, preservando a condição de ruído branco de ε_t . Porém, para se verificar se a ordem de integração da série y_t é maior do que 1, ou seja, se são necessárias duas ou mais diferenças para tornar y_t estacionária, é necessário testar a existência de mais de uma raiz unitária (Fava, 2000, pp. 248-249).

O método de Johansen, para investigar a cointegração em um sistema multivariado, tem sido o preferido por muitos economistas. Ele emprega uma função poderosa com melhores propriedades que o método de Engle e Granger (1987). Consideremos um VAR de ordem p:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

Em que:

y_t é um k -vetor não estacionário;

$I(1)$ variáveis;

x_t é um vetor d de variáveis determinísticas; e

ε_t é um vetor de inovação.

Podemos reescrever o VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

A afirmativa do teorema de Granger de que se a matriz de coeficiente Π tem ranking reduzido $\tau < k$, então existem $k \times T$ matrizes α e β cada uma com rank tal que $\Pi = \alpha\beta'y_t$ é estacionária, τ é o número de relações de cointegração (o posto de cointegração) e cada coluna de β é o vetor de cointegração.

Os elementos de α são chamados de parâmetros de ajustamento do modelo de correção de erros. O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π em uma forma irrestrita; em seguida, um teste é realizado para que se possa rejeitar (ou não) as reestruturações implícitas na restrita classificação de Π .

Autores como Engle e Granger (1987), Gujarati (2000) e Fava (2000) desenvolveram uma nova metodologia para identificar quando duas séries temporais têm raiz unitária. Engle e Granger recomendam duas formas para testar a hipótese nula (H_0): o teste Dickey & Fuller (DF) e a estatística Durbin-Watson (DW), ambos elaborados a partir dos resíduos cointegrados (RC) (Wooldrige, 2006, pp. 574-579).

Granger e Newbold (1974) demonstram que a combinação de um R^2 elevado e um DW baixo pode ser um indicador de uma regressão espúria se $R^2 > DW$. Johansen e Juselius (1990) recomendam o emprego do teste usual de traço do número de autovalores não nulos da matriz Π .

A estatística do teste de hipóteses sugerida por Johansen e Juselius considera as seguintes condições:

$H_0: \tau \leq r$ contra $H_a: \tau \leq r < r$ é dada por:

$$Q\tau = T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

Em que:

$Q\tau$ é a estatística traço e o teste de $H_0: \tau \leq r$ contra $H_a: \tau \leq r < r$. T é o tamanho da amostra selecionada;

n , o número de variáveis do sistema;

e os autovalores τ são os números reais λ tais que $0 \leq \lambda < 1$.

Nesse caso, na equação (13), as estimativas desses autovalores são ordenadas em ordem crescente: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, como recomenda Alexander (2005). Para determinar o número de relações cointegrantes τ do modelo, sujeitamos as hipóteses formuladas sobre as tendências das séries e prosseguimos em sequência de $r = 0$ para $r = k - 1$ até que deixemos de rejeitar. A estatística traço ($Q\tau$) não rejeita nenhuma das hipóteses formuladas em nível de 5%.

3.2 Teste de Cointegração

Sintonia é, intuitivamente, a ideia por trás da série temporal cointegrada, como visto no trabalho de Enders (1995). Às vezes, duas ou mais séries possuem uma tendência estocástica comum. Nesse caso, identificado como cointegração, a análise de regressão linear de duas variáveis pode revelar as relações de longo prazo entre duas variáveis de séries temporais, e alguns novos métodos são necessários, como consta em Griffiths, Hill e Judge (1992) e Greene (1997).

Além disso, duas ou mais séries temporais com tendências estocásticas podem se mover conjuntamente com tanta proximidade no longo prazo que parecem ter uma tendência comum. Suponhamos X_t e Y_t duas séries temporais integradas de ordem 1. Se, para algum coeficiente θ , a diferença $Y_t - \theta X_t$ é integrada de ordem zero, diz-se que X_t e Y_t são cointegradas. O coeficiente θ é denominado coeficiente de cointegração.

Se X_t e Y_t são cointegradas, elas possuem uma tendência estocástica igual ou comum. Nesse caso, o cálculo da diferença elimina essa tendência estocástica (Stock & Watson, 2004, pp. 376-377).

Engle e Granger (1987) definiram matematicamente cointegração da seguinte maneira: seja o vetor $(N \times 1)$, os componentes de x_t são denominados cointegrados (CI) de ordem (d, b) , denotados por $x_t \sim CI(d, b)$ se:

1º) Todos os componentes de x_t são $I(d)$.

2º) Existe um vetor $\alpha \neq 0$, tal que:

$$z_t = \alpha^{\alpha_t} \sim I(d - b), b > 0.$$

O vetor α é chamado de vetor de cointegração.

A definição de cointegração requer duas condições: a primeira é que todas as variáveis do modelo sejam integradas com a mesma ordem; a segunda condição é derivada da definição de cointegração, que é a combinação linear de variáveis de um modelo de cointegração de duas séries temporais cuja ordem de integração é menor que das séries originais.

Em síntese, o uso do método de MQO para modelos econométricos de cointegração envolvendo séries não estacionárias somente é válido se estas forem cointegradas de ordem (d, b) .

4

APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

Os testes apresentados a seguir têm como propósito averiguar se as séries do investimento induzido e do PIB do Brasil são, realmente, cointegradas de ordem $(1,1)$. Tendo em conta a definição de cointegração, os testes deverão ser feitos em duas etapas: na primeira, testaremos a ordem da integração de cada série, o que será feito aplicando-se os testes de raízes unitárias.

Caso se conclua que todas as séries possuem a mesma ordem de integração (mesmo número de raízes unitárias), passa-se à segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos cointegrados são de ordem zero $I(0)$. Os resíduos cointegrados são os próprios resíduos da regressão estimada por MQO.

■ 4.1 Teste de raiz unitária

De início, é preciso apresentar a equação resultante da aplicação do teste de raiz unitária de séries temporais de caminhos aleatórios. A equação resul-

tante da aplicação do teste de raiz unitária com intercepto e sem tendência é dada por:

$$Y = 717.038,8 + 4,0598II$$

$$t \quad (2,892) \quad (10,182)$$

$$R^2 = 0,7934$$

$$R^2_{Ajustado} = 0,7857$$

$$\text{Estatística F} = 103,663$$

$$\text{Estatística Dickey-Watson (DW)} = 0,3670$$

$$\text{Critério de Informação Akaike (CIA)} = 28,422$$

$$\text{Critério Schwarz (CSC)} = 28,517$$

$$\text{Critério Hannan-Quinn (CHQ)} = 28,452$$

Os resultados das estatísticas acima – obtidos por meio da Tabela 1 – constam do Apêndice A – Testes Econométricos. Assim, o valor do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,7293$) significa que 72,93% da variação da variável dependente ($Y = \text{PIB}$) é causada pela variação da variável do investimento induzido, sob condições *ceteris paribus*. Os valores das estatísticas do teste t de Student, situados abaixo das variáveis explicativas, são estatisticamente diferentes de zero a 5% de probabilidade de erro (o valor do t crítico a 5% e 26 gl = 2,056), atestando a negação da hipótese nula, pois os valores de t são superiores aos valores críticos da estatística t.

A estatística $F = 103,663$ é estatisticamente significativa a 5% de probabilidade de erro, pois o seu correspondente valor crítico F com (2 e 26) e gl = 3,37 indica que a regressão linear proposta é adequada para analisar o fenômeno da cointegração entre as duas variáveis. Ademais, o valor resultante do teste de Durbin-Watson ($DW = 0,3670$) implica dizer que há correlação positiva para o caso em questão.

O critério de informação é uma forma de encontrar o número ideal de parâmetros de um modelo. Há três critérios de informação para identificação do número de parâmetros de um modelo: o Critério de Informação de Akaike (CIA); o Critério de Informação de Schwarz (CIS) e o Critério de Informação de Hannan-Quinn (CHG). Desses três critérios de informação, o de menor valor é o aceitável como identificador do número de parâmetros, que, no caso, é o CIA = 28,42232.

■ 4.2 Teste de cointegração

Os testes apresentados a seguir têm como propósito averiguar se as séries são realmente cointegradas de ordem (1,1). Tendo em conta a definição de cointegração, os testes deverão ser feitos em duas etapas: na primeira, é preciso testar a ordem da integração de cada série, o que será feito aplicando-se os testes de raízes unitárias. Caso se conclua que todas elas possuem a mesma ordem de integração (mesmo número de raízes unitárias), passa-se à segunda etapa, que consiste em verificar se os resíduos cointegrados são $I(0)$.

Os resíduos cointegrados são os próprios resíduos das regressões estimadas por meio de cointegração. Nas tabelas 1, 2 e 3 do Apêndice A constam os resultados do teste de cointegração do Engle-Granger e do teste de cointegração de Johansen e Juselius. Os resultados de cointegração do investimento induzido e do PIB do Brasil, entre 1990-2019, pelo método de Engle-Granger, são dados por:

$$Y = -521,378 + 4,454I \\ (1,454) \quad (7,818)$$

$$Qr = 937,642;$$

$$Q_{\text{critico:5\%}} = 15,495$$

O PIB (Y) é determinado pelo valor do intercepto de 521.377,9 e pelo coeficiente de inclinação de 4,45 do investimento induzido. O valor de $t = 7,8183$ é significativo a 5% de probabilidade de erro (o t crítico a 5% e 26 gl = 1,706), atestando a validade da hipótese alternativa de que o investimento induzido e o Produto Interno Bruto são cointegrados, pois o valor calculado do t de Student é superior ao valor crítico; o valor da estatística traço de $Qr = 937,642$ é superior ao valor crítico a 5% de 15,495.

Os resultados da cointegração entre o investimento induzido e o Produto Interno Bruto pelo método de Johansen e Juselius revelam que:

$$Y = -521,378 + 4,454I \\ (1,454) \quad (7,818)$$

$$Qr = 12,265;$$

$$Q_{\text{critico:5\%}} = 11,225$$

Verifica-se, portanto, que o valor da estatística traço de Qr é maior que a estatística do valor crítico a 5% de 11,225. Isso significa rejeição da hipótese nula de que não há relação entre o investimento induzido e o PIB do Brasil para o período de análise de 1990-2019.

5 CONCLUSÃO

A economia brasileira tem tido muita dificuldade, desde 1980, em lidar com dois grandes problemas: crises recorrentes geradas por altas taxas de inflação e aumento da taxa de desemprego. No governo do (ex-)presidente Jair Bolsonaro, apesar de algumas poucas reformas, a taxa de desemprego em novembro de 2019 foi de 11,8%; a taxa de inflação acumulada em novembro de 2019 foi relativamente baixa, em torno de 3,19%; já a previsão da taxa de crescimento do PIB para 2019 foi de 2,5%.

Com exceção da taxa de inflação baixa, a taxa de desemprego continua elevada, acompanhada por uma taxa de crescimento do PIB consideravelmente baixa. Nesse contexto, as teorias dos ciclos econômicos e das crises de Keynes-Minsky foram importantes para explicar a dinâmica cíclica da economia brasileira. Os resultados dos modelos econométricos de séries temporais, obtidos por intermédio da aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e dos testes de raízes unitárias e de cointegração confirmam os fundamentos de Keynes-Minsky sobre os ciclos dos negócios.

Nesse aspecto, cabe aos agentes econômicos, principalmente ao governo e ao setor empresarial (iniciativa privada), observar o melhor método de empregá-los, a fim de garantir uma recuperação mais efetiva da economia, não somente focando velocidade de crescimento, mas estabilização de médio e longo prazo, a fim de evitar novas crises em um curto período.

Além disso, a aplicação de políticas de gastos públicos focalizadas e acompanhadas com o objetivo de aumentar a demanda agregada por parte das famílias, fazendo com que a economia possa girar e expandir a economia, é também de extrema importância para não permitir que caia no esquecimento a ineficácia, comprovada empiricamente na presente pesquisa, das medidas liberais de longo prazo com o objetivo de manter o sistema econômico “saudável”, visto que a recorrência obstinada a esta metodologia liberal, como única fonte de direcionamento para o mercado, não somente se mostrou intrinsecamente mais vulnerável ao surgimento de crises, como tampouco apresentou soluções em nível emergencial quando tais crises afetaram de forma violenta a qualidade e até mesmo a segurança de vida da população de um país, como foi observado no Brasil durante o período de pandemia de Covid-19.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

MACROECONOMICS OF INDUCED INVESTMENT AND THE THEORIES OF ECONOMIC CYCLES AND CRISES IN KEYNES-MINSKY: A COINTEGRATION ANALYSIS APPLIED TO THE BRAZILIAN ECONOMY FOR 1990 TO 2019

Abstract

The main objective of this article is to discuss and estimate the relationship between Induced Investment (II) and the Gross Domestic Product (GDP) cycle of the Brazilian economy, based on the theoretical foundations of John Maynard Keynes and Hyman Philip Minsky. In addition, the methodology for carrying out the econometric modeling involves the use of unit root and cointegration tests of the Induced Investment and GDP series in Brazil between 1990 and 2019. The results of the econometric models confirm Keynes-Minsky's economic foundations on business cycles. Therefore, it is up to economic agents, especially the government and the business sector, to observe the best method of employing them, in order to guarantee a more effective recovery of the economy, not only focusing on growth speed, but in medium and long term stabilization in order to avoid new outbreaks of crisis in the short term.

Keywords: Gross Domestic Product (GDP) cycle; Brazil's economy; Induced Investment (II); econometric modeling; unit and cointegration roots.

Referências

ALEXANDER, C. (2005). *Modelos de Mercados. Um guia para a análise de informações financeiras*. São Paulo: Editora Saraiva.

Carvalho, A. C., Carvalho D. F., & Santos C. S. dos (2020). *Espacio Abierto: cuaderno venezolano de sociología*, 29(4), 39–177.

Carvalho, André Cutrim, Carvalho, David Ferreira, & Correa Castro, Auristela. (2022). A concepção de movimentos cíclicos em tempos de crise pandêmica: implicações socioeconômicas da Covid-19 no Brasil. *Espacio Abierto. Cuaderno Venezolano de Sociología*, 31(3), 106-135

Carvalho, D. F. (2014). *Macroeconomia monetária e financeira da produção capitalista*. Belém, PA: ICSA/UFPA.

- Dreizen, J. (1985). *O conceito de fragilidade financeira num contexto inflacionário*. Rio de Janeiro: BNDES.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 47, 427–431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Dymski, G., & Pollin, R. (1992). Hyman Minsky as the hedgehog: the power of the wall street paradigm. In F. Steven; P. Dimitri (Orgs.). *Financial conditions and macroeconomic performance: essays in honor of Hyman Minsky*. New York: M. E. Sharpe.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fava, V. L. (2000). Testes de raízes unitárias e co-integração. In M. A. S. Vasconcelos, & D. Alves. *Manual de Econometria* (pp. 245–252). São Paulo: Atlas.
- Gil, A. C. (2002). *Como elaborar projetos de pesquisa* (4a ed.). São Paulo: Atlas.
- Godley, W., Papadimitriou, D. B., Hanngsen, G., & Zezza, G. (2007). The U.S. economy: is there a way out of the woods? *Strategy Analysis* (18 pp.).
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric analysis*. New Jersey, EUA: Prentice Hall.
- Griffiths, W. E., Hill, R. C., & Judge, G. G. (1992). *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons.
- Gujarati, D. N. (2000). *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books.
- Hatzius, J. (2003). The private sector deficit meets the GSFCEI: a financial balances model of the US economic. *Global Economics Paper*, 98.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Keynes, J. M. (1978). *The general theory and after: a supplement*. London: Royal Economic Society.
- Minsky, H. P. (1994). The financial instability hypothesis: an interpretation of Keynes and an alternative to “standard” theory. In M. H. Philip. *Can “it” happen again? Essays on instability and finance*. Armonk, NY: M. E. Sharpe.
- Minsky, H. P. (1982). *Can “it” happen again? essays on instability and finance*. Armonk, NY: M. E. Sharpe.

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019*, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro

Minsky, H. P. (1986). The evolution of financial institutions and performance of the economy. *Journal of Economic Issues*, 20(2), 345–353.

Minsky, H. P. (1996). Uncertainty and the institutional structure of capitalist economies. *Journal of Economies Issues*, 30(2), 357–368.

Minsky, H. P. (2008). The emergence of financial instability in the postwar era: stabilizing an unstable economy. In M. H. Philip. *Stabilizing an unstable economy*. New York: McGraw-Hill.

Muth, J. F. (1984). Rational expectations and the theory of price movements. In R. E. Lucas Jr., & T. J. Sargent (Eds.). *Rational expectation and econometric practice* (Vol. 1). Minnesota: University of Minnesota.

Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends versus random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.

Phillips, P. C. B., & Durlauf, S. N. (1986). Multiple time series regression with integrated processes. *The Review of Economic Studies*, 53, 473–495.

Silva, E. L. da., & Menezes, E. M. (2005). *Metodologia da pesquisa e elaboração de dissertação* (4a ed.). Florianópolis: UFSC.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2004). *Econometria*. São Paulo: AddisonWesley.

Vasconcelos, M. A. S., & Alves, D. (2000). *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas.

Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira.

APÊNDICE A – TESTES ECONOMÉTRICOS

Tabela 1

Teste de Raiz Unitária

Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Sample: 1990 2019				
Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	717038.8	247922.2	2.892193	0.0075
II	4.059756	0.398738	10.18152	0.0000
R-squared	0.793362	Mean dependent var		3154179.
Adjusted R-squared	0.785709	S.D. dependent var		751027.0
S.E. of regression	347662.4	Akaike info criterion		28.42232
Sum squared resid	3.26E+12	Schwarz criterion		28.51662
Log likelihood	-410.1237	Hannan-Quinn criter.		28.45186
F-statistic	103.6633	Durbin-Watson stat		0.367022
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

- *Macroeconomia do investimento induzido e as teorias dos ciclos econômicos e das crises em Keynes-minsky: Uma análise de cointegração aplicada à economia brasileira para 1990 a 2019, André Cutrim Carvalho, David Ferreira Carvalho, Irvyem Gabriel Santos Monteiro*

Tabela 2

Teste Engle-Granger de Cointegração

Sample (adjusted): 1990 2019				
Included observations: 26 after adjustment				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: Y II				
Exogenous series: II				
Warning: Critical values assume no exogenous series				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	-1.000000	-937.6518	-15.49471	-0.0001
At most 1	-0.019682	-0.516848	-3.841466	-0.47722
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	-1.000000	-937.1350	-14.26460	-0.0001
At most 1	-0.019682	-0.516848	-3.841466	-0.472
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
Y	II			
3.81E-21	1.46E-05			
-5.00E-06	1.88E-05			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(Y)	-77245.28	-3978.103		
D(II)	-68499.30	-0.000000		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-161.2833	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
Y	II			
1.000000	3.44E+15 (1.6E+07)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(Y)	-3.28E-16 (-2.8E-17)			
D(II)	-2.91E-16 (-1.3E-24)			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

* Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

** Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

*** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Tabela 3

Teste de Cointegração de Johansen

Sample (adjusted): 1990 2019				
Method: Least Squares				
Trend assumption: no deterministic trend				
Series: Y II				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.365095	16.67357	12.32090	0.0088
At most 1 *	0.150629	4.408003	4.129906	0.0425
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.365095	12.26557	11.22480	0.0327
At most 1 *	0.150629	4.408003	4.129906	0.0425
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
Y	II			
4.23E-07	-5.33E-06			
3.16E-06	-1.60E-05			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(Y)	8662.973	31458.27		
D(II)	24560.69	21619.24		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-654.7155	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
Y	II			
1.000000	-12.61640 (2.01561)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(Y)	0.003663 (0.00706)			
D(II)	0.010384 (0.00556)			

Fonte: Elaborada pelos autores (2023).

*Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level.

** Denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level.

*** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.