

idp

idn

MESTRADO PROFISSIONAL

EM ECONOMIA

**A RELAÇÃO DINÂMICA ENTRE A DÍVIDA PÚBLICA E
INVESTIMENTO AGREGADO NO BRASIL PÓS-PLANO REAL**

GIORDANNA LUNE COURI FREITAS NEVES

Brasília-DF, 2025

GIORDANNA LUNE COURI FREITAS NEVES

A RELAÇÃO DINÂMICA ENTRE A DÍVIDA PÚBLICA E INVESTIMENTO AGREGADO NO BRASIL PÓS-PLANO REAL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador

Professor Doutor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

Brasília-DF 2025

GIORDANNA LUNE COURI FREITAS NEVES

**A RELAÇÃO DINÂMICA ENTRE A DÍVIDA PÚBLICA E
INVESTIMENTO AGREGADO NO BRASIL PÓS-PLANO
REAL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 27 / 08 / 2025

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

Prof. Dr. Gustavo José de Guimarães e Souza

Prof. Dr. Marcos Mendes

Código de catalogação na publicação – CIP

N518r Neves, Giordanna Lune Couri Freitas

A relação dinâmica entre a dívida pública e investimento agregado no Brasil pós-plano real / Giordanna Lune Couri Freitas. — Brasília: Instituto Brasileiro Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, 2025.

93 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) — Instituto Brasileiro Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, 2025.

1. Dívida Pública. 2. Investimento. 3. Crowding out. I.Título

CDD 330

Elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves

RESUMO

No atual contexto fiscal, marcado por elevado endividamento, torna-se essencial compreender os impactos da dívida pública sobre o investimento e o crescimento econômico. No caso do Brasil, há escassez de estudos que investiguem, de forma causal e sistemática, como níveis elevados de dívida afetam a trajetória do investimento agregado. Este estudo tem como objetivo verificar se choques na dívida pública geram efeito de crowding-out sobre o investimento agregado no período posterior à adoção do Plano Real. Para isso, estima-se um Modelo Vetorial Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM), com dados anuais de 1995 a 2024, e realizam-se análises das Funções de Impulso-Resposta, dos testes de Causalidade de Granger e da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão. Os resultados apontam evidências robustas de crowding-out, com queda do investimento agregado e desaceleração do Produto Interno Bruto (PIB), em resposta a um choque na dívida pública. Essas constatações reforçam a urgência de reformas fiscais estruturais e de uma gestão fiscal mais eficiente, contribuindo para orientar políticas públicas que conciliem crescimento econômico, sustentabilidade fiscal e estímulo ao investimento produtivo.

Palavras-chave: Dívida Pública. Investimento Agregado. Efeito Crowding out.

ABSTRACT

In the current fiscal context, marked by high debt, understanding its impacts on investment and economic growth is essential. In Brazil, there is a scarcity of studies that causally and systematically investigate how high levels of public debt affect the trajectory of aggregate investment. This study aims to verify whether the evolution of public debt generates a crowding-out effect on aggregate investment in the period following the adoption of the Real Plan. To this end, a Vector Autoregressive Model with Error Correction Mechanism (VECM) is estimated, using annual data from 1995 to 2024, and analyses are performed of Impulse-Response Functions, Granger Causality tests, and Forecast Error Variance Decomposition. The results point to robust evidence of crowding-out, with a decline in aggregate investment and a slowdown in Gross Domestic Product (GDP). These findings reinforce the urgency of structural fiscal reforms and more efficient management, helping to guide public policies that reconcile economic growth, fiscal sustainability, and stimulating productive investment.

Keywords: Public Debt. Aggregate Investment. Crowding out Effect.
Classificação JEL: C32, E62, H63, O11, O43.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

IDP	Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa
ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1

Resultados das Funções de Impulso-Resposta, segundo o método de Cholesky

60

Figura A.1

Raízes Inversas do polinômio característico AR

82

Figura A.2

Resultado das Funções de Impulso Resposta. Método de Decomposição: Impulsos Generalizados

90

Gáfico 1

Evolução da DBGG (% do PIB)

15

Gáfico 2

Evolução investimento agregado e da dívida bruta do governo geral, em termos reais e per capita.

46

LISTA DE QUADROS

Quadro 1

Descrição das Variáveis

.....45

Quadro 2

Identificação e análise de datas de quebras estruturais e de outros outliers

.....47

LISTA DE TABELAS

Tabela 1

Estatísticas descritivas das variáveis reais per capita e variáveis macroeconômicas

47

Tabela 2

Resultado dos testes de raízes unitárias (1990 a 2021)

53

Tabela 3

Resultado do Teste de Cointegração de Johansen (sem quebra estrutural)

57

Tabela 4

Resultado do teste de Cointegração de Johansen (Com Quebra Estrutural)

59

Tabela 5

Resultados da Causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade em Dinâmica de Curto Prazo

64

Tabela 7

Resultados da Decomposição dos Erros de Variância de Previsão

68

Tabela A.1

Resultado da Estimação do Modelo VECM

82

Tabela A.2

Resultados da Análise Multivariada de Normalidade dos Resíduos

87

Tabela 6.3

Causalidade de Granger em Dinâmica de Longo Prazo. Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das relações de equilíbrio

88

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 14

2. REFERENCIAL TEÓRICO 20

2.1. REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA SOBRE DÍVIDA PÚBLICA E INVESTIMENTO AGREGADO 20

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS E NO BRASIL.....22

2.3 CONTRIBUIÇÕES À LITERATURA.....25

3. METODOLOGIA.....27

3.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE27

3.2 MÉTODOS DE IDENTIFICAÇÃO DE *OUTLIERS*31

3.3 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO.....34

3.3.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN SEM QUEBRA ESTRUTURAL35

3.3.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN COM QUEBRA ESTRUTURAL37

3.4 MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO COM MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS (VECM).....37

3.4.1 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER NO VECM38

3.4.2 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA NO VECM: MÉTODO DE CHOLESKY E FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTAS GENERALIZADAS.....39

3.4.3 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO NO VECM40

4. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS 43

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS 51

5.1. ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE51

5.2. ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO.....57

5.3. ANÁLISE DAS FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA.....59

5.4. ANÁLISE DA CAUSALIDADE DE GRANGER.....61

5.5. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DOS ERROS DE VARIÂNCIA DE PREVISÃO67

SUMÁRIO

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA 71

REFERÊNCIAS..... 74

APÊNDICES.....82



1

INTRODUÇÃO

A dívida pública pode ser boa ou ruim. Se o financiamento obtido for usado para aumentar o investimento de alta qualidade e prestar melhores serviços, então os benefícios deverão superar os custos. Mas se os níveis de endividamento se tornarem demasiadamente altos, ou se a sua gestão não for eficaz, os efeitos serão negativos. Neste cenário, as taxas de juros aumentam, o custo do serviço dessa dívida se torna elevado, e novas dívidas se tornam caras ou inviáveis de serem emitidas. Em última análise, prejudica-se o investimento agregado e o crescimento econômico.

Níveis elevados de endividamento também aumentam o risco de crises econômica e fiscal, pois se os custos financeiros ou políticos de um pagamento alto do serviço da dívida pública se tornarem excessivamente elevados, investidores poderão questionar a disposição dos governos para efetuar os pagamentos necessários. Nesse caso, a rolagem da dívida pode se tornar impossível, levando à necessidade de reestruturação (BID, 2023, p. 1).

O alto nível de endividamento público tornou-se um problema mundial desde a crise econômico-financeira internacional de 2008-2009, período em que se elevou a preocupação em torno da sustentabilidade da dívida e da vulnerabilidade nas contas públicas de diversos países. Além disso, após a crise econômica provocada pela pandemia da Covid-19 em 2020, esse tema voltou ao centro das discussões políticas e econômicas globais, já que todos os governos precisaram aumentar os gastos públicos e, conseqüentemente, o patamar da dívida visando enfrentar questões sanitárias impostas à época.

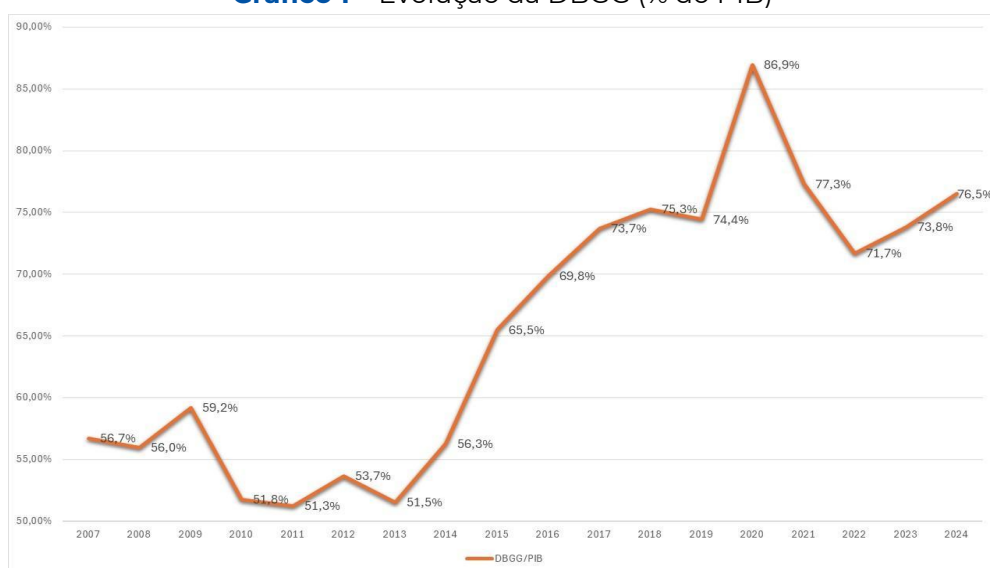
No caso do Brasil, a realidade gera ainda mais preocupação, já que, além do tamanho da dívida pública, existe a percepção de que ela está sem uma trajetória de estabilização clara (Bijos, 2024). Esse cenário gera um círculo vicioso, no qual aumenta-se o risco fiscal percebido pelos agentes econômicos, e os investidores passam a exigir prêmios de risco mais altos (isto é, juros mais elevados para compensar a incerteza).

Essa combinação de incerteza com taxas de juros elevadas desencoraja decisões de longo prazo, como os investimentos produtivos. Apesar de sinais de recuperação da economia desde 2021, os níveis de investimento agregado no Brasil permanecem baixos (Camargo, 2024). Em última instância, esse ambiente compromete a capacidade de retomada sustentada do crescimento econômico, uma vez que o investimento exerce papel estratégico tanto na ampliação da capacidade instalada quanto no aumento da produtividade agregada.

Fatos estilizados destacam que níveis elevados de endividamento público, frequentemente decorrente de políticas fiscais expansionistas, podem comprometer o padrão de vida das gerações futuras. Esse debate adquire particular importância no caso brasileiro, uma vez que, nos últimos anos, tem-se observado uma trajetória de crescimento da Dívida Bruta do Governo Geral em proporção ao Produto Interno Bruto (DBGG/PIB), fator associado à condução da política econômica. Por exemplo, entre 2007 e 2024, a DBGG no Brasil cresceu de 56,7%% do PIB para 76,5%, conforme o Gráfico 1 a seguir.

O país encontra-se com níveis de endividamento superiores à média dos pares emergentes. Em países em desenvolvimento, como no caso brasileiro, dívidas elevadas têm um impacto fiscal mais acentuado do que em nações ricas. Isso ocorre porque os custos da dívida são relativamente mais altos, exigindo um esforço fiscal maior em termos de superávit primário (Bijos, 2024).

Gráfico 1 – Evolução da DBGG (% do PIB)



Nota: Evolução da DBGG em proporção do PIB no Brasil. Fonte: Banco Central. Elaboração própria.

Diante do exposto, o cerne do problema desta pesquisa aplicada ao Brasil reside no seguinte questionamento: a elevada dívida pública exerce um efeito de *crowding-out* (isto é, efeito deslocamento) sobre o investimento agregado no país? Para obter respostas ao questionamento levantado, serão testadas duas hipóteses.

A primeira hipótese fundamenta-se no efeito *crowding-out* (também conhecido por efeito deslocamento), com intuito de compreender os mecanismos pelos quais o crescimento da dívida pública pode impactar negativamente o investimento agregado, gerando implicações relevantes para a trajetória do crescimento econômico.

De maneira específica, choques na dívida pública reduzem o investimento agregado e afetam negativamente o nível de atividade econômica, impactando em aumento de inflação e de taxa de juros. Entende-se que a atuação do governo via elevação do endividamento tende a ser expansionista no curto prazo, mas restritiva no longo prazo, tendo em vista que esse quadro eleva os juros reais e desloca o investimento agregado, comprometendo o crescimento econômico futuro (Elmendorf e Mankiw, 1999).

Caso o aumento do gasto público resulte em um déficit fiscal elevado (ou seja, em poupança pública negativa) e esse quadro não seja compensado por maior poupança privada ou por ingresso de capital externo, a necessidade adicional de financiamento do governo pode pressionar as taxas de juros para cima. Essa alta pode ocorrer tanto pela maior competição por recursos no mercado de crédito quanto pela atuação da autoridade monetária para conter a inflação de demanda, conforme prevê a regra de Taylor.

Com juros mais altos, o custo do financiamento aumenta, desestimulando o investimento agregado no país. Essa redução na formação bruta de capital fixo pode comprometer o crescimento econômico ao longo do tempo, mesmo que os efeitos iniciais do aumento da dívida tenham sido expansionistas.

Por sua vez, a segunda hipótese a ser testada está fundamentada na tradição keynesiana, em que o aumento da dívida pública pode ter efeitos positivos sobre a economia, especialmente no curto prazo. Quando essa elevação decorre de maiores gastos do governo ou da redução de impostos, isso tende a estimular a demanda agregada, ampliando o consumo e o investimento. Esse estímulo pode

resultar em uma alta da renda nacional e expansão da atividade econômica. Portanto, em termos gerais, este estudo tem como objetivo geral investigar a relação dinâmica entre dívida bruta do governo geral real *per capita* e o investimento agregado real *per capita* do Brasil no período pós-Plano Real. Em termos de objetivos específicos, propõe-se a implementação de técnicas de econometria de séries temporais voltadas à estimação de um Modelo Vetorial Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM). A partir da estimação do VECM, serão conduzidas análises das Funções de Impulso-Resposta Generalizadas, do Teste de Causalidade de Granger e da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.

Analisar a relação entre dívida pública e investimento agregado no Brasil é um tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Embora exista uma literatura internacional ampla focada na análise dos efeitos da dívida pública sobre diversas variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, PIB e investimentos, ainda há pouco consenso empírico sobre a direção e a magnitude desses efeitos para o caso brasileiro.

Especificamente no que se refere ao investimento agregado no Brasil, observa-se uma escassez de estudos que investiguem, de forma causal e sistemática, os efeitos de níveis elevados de endividamento público sobre sua trajetória. Isso é bastante surpreendente, pois pesquisadores e formuladores de políticas reconhecem o fato de que o volume de investimento declinou nas últimas décadas, e que esforços consideráveis precisam ser empreendidos para preencher essa lacuna.

Além disso, o tema ganha relevância diante do crescimento acelerado das despesas obrigatórias no orçamento brasileiro – como aposentadorias, salários e benefícios previstos em lei –, que têm comprimido as despesas discricionárias, ou seja, os gastos que o governo pode ajustar livremente, como os investimentos públicos. A redução do espaço para investimento público repercute também sobre o investimento privado, dada a relação de complementaridade existente entre ambos. Entretanto, ressalta-se que a hipótese de “crowding in” não foi objeto do presente estudo, tornando-se uma importante recomendação de pesquisas futuras.

Em termos de delimitação do escopo do estudo, a presente pesquisa se limita à análise da relação entre dívida pública e investimento agregado, não se propondo a examinar outros aspectos,

como os determinantes do aumento do endividamento público. Segundo Traum e Yang (2015), o grau em que a dívida pública supera o investimento depende do tipo de inovação política que gera crescimento da dívida. Ademais, a complexidade dessa relação envolve fatores como política monetária, expectativas de inflação, risco e demanda por crédito, indicando importantes direções para pesquisas futuras sobre os mecanismos fiscais no Brasil.

Este estudo está estruturado em seis seções: a primeira realiza a revisão bibliográfica acerca do tema, elencando as bases teóricas do trabalho; a segunda especifica a metodologia da pesquisa; a terceira demonstra o plano amostral, a descrição das variáveis e os tratamentos realizados nas séries temporais; a quarta demonstra e avalia os resultados obtidos na pesquisa; a quinta seção visa apresentar as considerações finais e implicações de políticas da pesquisa; e, por fim, a sexta seção apresentará as referências bibliográficas.



2

REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA SOBRE DÍVIDA PÚBLICA E INVESTIMENTO AGREGADO

A literatura econômica propõe, basicamente, quatro hipóteses para explicar a relação entre investimento e dívida pública. A primeira hipótese trata da Teoria Convencional e defende uma causalidade unidirecional negativa da dívida pública sobre o investimento e o crescimento econômico, caracterizando um efeito *crowding-out*. O aumento da dívida eleva as taxas de juros, desestimula a formação de capital produtivo e reduz o crescimento no longo prazo (Modigliani, 1961; Diamond, 1965; Saint-Paul, 1992; Aizenman et al., 2007).

Conforme Elmendorf e Mankiw (1999), se a hipótese da Equivalência Ricardiana – a qual afirma que, se os aumentos na dívida pública são compensados por aumentos na poupança privada, o estoque de capital não é alterado pelo aumento do endividamento – não for válida, uma dívida pública maior levará a uma redução da poupança pública (e, conseqüentemente, do investimento) que não será totalmente compensada por um aumento na poupança privada. A redução da poupança nacional produzirá um impacto negativo no investimento total, que por sua vez causará uma desaceleração na acumulação real do estoque de capital – o investimento é o fluxo que aumenta o estoque de capital ou repõe o capital depreciado.

A relação de causalidade unidirecional negativa observada pela Teoria Convencional pode ter quatro vertentes. A primeira vertente se baseia na hipótese *Debt Overhang* (Krugman, 1988; Sachs, 1989), que demonstra que dívidas elevadas desviam recursos para pagamento de credores, restringindo investimentos e desacelerando o crescimento, gerando um círculo vicioso.

A segunda vertente se baseia na restrição de liquidez, segundo a qual o efeito negativo da dívida pública externa no crescimento econômico ocorre não apenas através do impacto do estoque dessa dívida, mas também por meio dos fluxos do serviço de pagamento da dívida pública, provocando o efeito deslocamento (*crowding out effect*) do investimento público. Neste caso, grandes pagamentos do serviço

da dívida pública externa podem impedir o crescimento, privando o país de divisas necessárias para a importação de bens de capital. (Moss e Chiang, 2003).

A terceira vertente se fundamenta nos efeitos fiscais, em que o elevado serviço da dívida leva os governos a reduzirem investimentos públicos e gastos sociais, comprometendo o capital humano e o crescimento econômico de longo prazo. Além disso, déficits orçamentários elevados, por falta de disciplina fiscal, prejudicam o investimento agregado (Moss e Chiang, 2003).

Já a quarta vertente trata da supressão da produtividade: a elevada dívida gera incerteza, desestimulando investimentos de longo prazo essenciais para aumentar a produtividade. A expectativa de que credores estrangeiros se apropriem dos ganhos futuros reduz ainda o incentivo a reformas que poderiam impulsionar o crescimento da produtividade (Moss e Chiang, 2003).

Todavia, é possível também constatar uma relação de causalidade unidirecional positiva entre dívida pública e crescimento econômico, sendo caracterizada por aumento dos investimentos públicos. Os governos podem contrair dívida pública para financiar investimentos, os quais irão estimular o crescimento econômico. Se o crescimento for suficiente, a arrecadação tributária cresce, facilitando o pagamento da dívida e reduzindo a necessidade de novos empréstimos. Com uma base fiscal sólida, o governo pode fazer investimentos sem recorrer a déficits elevados.

A segunda hipótese da pesquisa, baseada na Teoria da Histerese, sugere uma causalidade unidirecional do crescimento econômico para o investimento público e a dívida pública. Ou seja, o baixo crescimento reduz a arrecadação e aumenta os gastos governamentais em recessão, elevando a dívida para sustentar o Estado de Bem-Estar (Reinhart et al., 2012; Bell et al., 2015).

De acordo com a Teoria da Histerese¹ proposta por DeLong e Summers (2012), sob certas condições, recessões profundas e

¹ A Teoria da Histerese assume que os choques cíclicos podem ser permanentemente propagados para o produto potencial de uma economia. Portanto, uma implicação direta da Teoria da Histerese é que ajustes de curto prazo da economia podem ocorrer por um período muito longo. O conceito de histerese surge a partir de Blanchard e Summers (1986), os quais consideram um modelo *insider-outsider* de negociação salarial entre *insiders* e a empresa, com *outsiders* não desempenhando qualquer papel.

prolongadas podem reduzir o produto potencial futuro (efeito de histerese). Di Sanzo e Bella (2015) destacam ainda que o desemprego prolongado causa perda de habilidades e prejudica o investimento empresarial. Políticas de austeridade podem agravar esse cenário, ao passo que estímulos fiscais tendem a melhorar o equilíbrio fiscal e a produção, no curto e longo prazo.

Além disso, investimentos públicos produtivos em setores como infraestrutura, educação e tecnologia podem impulsionar o crescimento via aumento da produtividade, aumentar a arrecadação e reduzir a necessidade de endividamento futuro, tornando a dívida sustentável. Exemplos notáveis são China e Coreia do Sul, que usaram essa estratégia para manter elevado crescimento econômico.

A terceira hipótese se refere à Teoria da Equivalência Ricardiana, em que se constata a ausência de causalidade entre as variáveis em análise. Essa teoria postula que um aumento exógeno do déficit orçamentário – um declínio da poupança pública (S_g) – resulta em um aumento instantâneo e igual na poupança privada (S_p), de modo que a poupança nacional não se altera ($S = S_p + S_g$), assim como todas as demais variáveis macroeconômicas. Em resumo, sob os postulados dessa teoria, constata-se uma ausência de relação de causalidade entre crescimento econômico, dívida pública e investimento público.

A quarta hipótese supõe uma relação bidirecional entre as variáveis, considerando-se conjuntamente a validação da Teoria Convencional e na Teoria da Histerese.

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS INTERNACIONAIS E NO BRASIL

Há décadas, diversos estudos acadêmicos tentam compreender os efeitos da dívida do governo federal sobre diferentes variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, PIB e investimentos. Apesar do interesse crescente, há ainda pouco consenso empírico sobre a direção e a magnitude desses efeitos, sobretudo no que tange ao efeito *crowding-out* do endividamento público sobre o nível de investimento de um país.

Liaqat (2019) avançou nesse debate ao fornecer evidências significativas desse efeito utilizando um modelo autorregressivo vetorial (VAR) em painel com dados de 127 países entre 1980 e 2017. A

partir da interação endógena entre dívida pública, PIB, taxas de juros, inflação, gastos do governo, consumo das famílias, formação de capital e renda – todas expressas em termos reais *per capita* –, a pesquisadora identificou uma associação negativa consistente entre dívida e investimento, válida para países de diferentes níveis de renda.

Entretanto, os resultados indicam que a intensidade e a persistência do efeito *crowding-out* variam conforme o estágio de desenvolvimento econômico dos países analisados. Em nações avançadas, tanto o impacto sobre a formação de capital quanto a sua duração são significativamente menores, com o efeito iniciando seu declínio pelo menos um ano antes do observado em países de baixa ou média renda. Por sua vez, nesses últimos, o crescimento da formação de capital continua sofrendo retração por quase um ano após um choque positivo no crescimento da dívida pública, com início da recuperação apenas depois desse período.

Picarelli *et al.* (2019) investigaram a relação entre dívida pública e investimento público nos países do sul da Europa, utilizando uma abordagem de variáveis instrumentais com base no estimador de Método dos Momentos Generalizados (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991). Os resultados da análise empírica indicam uma relação negativa e estatisticamente significativa entre a dívida bruta consolidada e o investimento público na União Europeia. Segundo a especificação dinâmica do modelo GMM, um aumento de 1% na dívida pública está associado a uma redução de 0,03% no investimento público, sendo o efeito de *crowding out* particularmente acentuado nos países com maior nível de endividamento.

Os autores observam, contudo, que é difícil explicar o comportamento do investimento público com base exclusiva em variáveis macroeconômicas. O baixo poder explicativo dos modelos estimados sugere que fatores políticos e eleitorais podem exercer influência relevante sobre a alocação dos investimentos públicos. Além disso, destaca-se que o canal de racionamento de crédito exerce impacto mais expressivo sobre o investimento do que o próprio nível de endividamento, o que justifica uma análise mais aprofundada sobre o efeito de *crowding-out* e o racionamento de crédito.

No tocante ao caso brasileiro, a literatura nacional tem avançado na compreensão dos efeitos da dívida pública sobre o investimento, reconhecendo que o impacto do endividamento no crescimento

econômico está fortemente mediado pelo comportamento do investimento agregado. Cavalcanti e Silva (2010), ao estimarem um modelo VAR para o Brasil entre 1995 e 2008, evidenciaram que o tamanho do endividamento influencia a política fiscal, o que reflete, indiretamente, em impactos sobre o investimento e, conseqüentemente, o crescimento econômico. Este enfoque está alinhado com Favero e Giavazzi (2007), que destacam a importância de considerar a dinâmica da dívida na determinação de políticas fiscais.

Em uma análise mais recente, Silva, Afonso e Gadelha (2021) utilizaram testes de causalidade de Granger, modelos VEC e ARDL (Autorregressivo de Defasagem Distribuída) com dados mensais do Brasil de 1998 a 2019, revelando uma relação bidirecional entre dívida pública e crescimento econômico. Essa bi-causalidade sugere que a dívida pode estimular o crescimento no curto prazo, mas que em prazos mais longos a dívida elevada pode comprometer a capacidade de investimento, afetando negativamente o crescimento, conforme preconiza a teoria convencional.

Tourinho e Sangoi (2017), ao analisarem um painel com 83 países entre 1983 e 2013, confirmaram a existência de uma relação negativa entre dívida pública e crescimento do PIB *per capita*. Os autores mostraram que, no ponto médio da amostra, uma redução de 10 pontos percentuais (p.p) na dívida aumentaria a taxa anual de crescimento do PIB per capita em 0,126 pontos p.p.

Neto e Silva (2023) aprofundaram essa discussão para o caso brasileiro, por meio de Modelos de Limiares Autorregressivos – *Threshold Autoregressive Models* (TAR) e Modelos de Transição de Regimes Markovianos, captando o nexo não linear da dívida pública sobre o crescimento do PIB. Os resultados sugerem um ponto de inflexão de 84% do PIB para uma relação dívida bruta/PIB e de 59% do PIB para a relação dívida líquida/PIB – ou seja, acima desses patamares, o endividamento público passa a exercer pressão negativa sobre o crescimento econômico. Os autores destacam que a expansão fiscal financiada por dívida pode acarretar efeitos colaterais como o aumento da taxa natural de juros e o *crowding out* do investimento privado, comprometendo a formação de capital necessária para a sustentação do crescimento econômico no longo prazo.

Rodrigues e Teixeira (2013) ressaltaram que o crescimento dos gastos públicos no Brasil não é causa, mas consequência do

crescimento econômico, conforme estabelece a chamada Lei de Wagner. Eles enfatizam que a ampliação das despesas públicas deve ocorrer prioritariamente por meio do aumento dos investimentos, facilitado por uma redução dos custos fiscais decorrentes de juros elevados, maior flexibilidade orçamentária e regras de expansão para gastos de custeio. No entanto, os autores ressaltam que a dificuldade em impulsionar os investimentos públicos permanece um desafio para o país, especialmente devido à necessidade de gerar superávits primários e à rigidez das despesas correntes, que limitam a realocação de recursos.

Viera e Magalhães (2024) trouxeram evidências sugestivas do efeito *crowding out* entre a Dívida Pública Mobiliária Federal Interna (DPMFi) e o investimento público no Brasil entre 2011 e 2019. Segundo os pesquisadores, o aumento da dívida mobiliária doméstica atua como um canal que restringe o investimento público, já que o governo precisa garantir a sustentabilidade da dívida, priorizando o pagamento de juros e a rolagem dos títulos, em detrimento da expansão dos investimentos (que são despesas discricionárias e, portanto, mais vulneráveis a cortes). É importante ressaltar que o investimento público corresponde a uma parcela do investimento agregado, que é o foco desta pesquisa, podendo exercer inclusive um papel complementar. Ou seja, quando aplicado de forma eficiente, o investimento público pode viabilizar a expansão do investimento privado.

2.3 CONTRIBUIÇÕES À LITERATURA

Ao investigar a relação entre dívida pública e investimento agregado, o presente estudo pretende contribuir para a literatura sobre os efeitos macroeconômicos do endividamento público, a partir de uma abordagem empírica que considera variáveis macroeconômicas relevantes à dinâmica fiscal do país.



3

3.1 ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

Inicialmente, foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

em (1), $\tilde{y}_t$ define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ o operador de primeiras diferenças e e_{tk} o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação em (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t OLS correspondente a β_0 na referida equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, $\underline{MSB}$ e $\underline{MZ}_t^{GLS}$, os quais baseiam-se em:

$$\underline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2 \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d \right)^{-1} \quad (2)$$

$$\underline{MSB} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{y_{t-1}^d}{\hat{\lambda}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

$$\underline{MZ}_t^{GLS} = \underline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \underline{MSB} \quad (4)$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented Dickey* e Fuller e *Phillips-Perron*. Os valores críticos das estatísticas ADF^{GLS} e $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 2.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\underline{MZ}_\alpha^{GLS}$, $\underline{MSB}$ e $\underline{MZ}_t^{GLS}$ possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Perron (1989) considerou inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \tau + 1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que a variável *dummy* de impulso $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1 , μ_2 , μ_3 e β são parâmetros a serem estimados². Os resíduos obtidos na equação em (5) são usados para estimar a equação por meio de mínimo quadrados ordinárias:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \frac{\tau}{T}$, em que T é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ λ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutura, em relação ao número total de observações.

² A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (5): $a_1=1$, $1 \neq 0$, $2 \neq 0$ e $a_2=3=0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $a_1 < 1$, $a_2 \neq 0$, $2 \neq 0$, $3 \neq 0$ e $1 \neq 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a equação em (6) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ($p_{\text{máximo}}$), as quais vão sendo eliminadas uma a uma, caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Perron (1997) desenvolveu um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais.

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f_t(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão em (7):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (7)$$

em que θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)'\gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

3.2 MÉTODOS DE IDENTIFICAÇÃO DE OUTLIERS

Considerando que *outliers* podem impactar significativamente os resultados das análises, é de suma relevância a aplicação de outros quatro métodos distintos de detecção dessas observações atípicas. Cada técnica apresenta vantagens e limitações próprias, o que justifica uma abordagem integrada para uma avaliação mais robusta dos dados. Por exemplo, o método dos Tukey Fences utiliza o intervalo interquartil (IQR) para identificar observações que se desviam significativamente da tendência central. O IQR é calculado como a diferença entre o terceiro quartil (Q3) e o primeiro quartil (Q1), estabelecendo o intervalo dentro do qual se situam os 50% centrais dos pontos de dados (Tukey, 1977):

$$IQR = Q3 - Q1 \quad (8)$$

Tukey (1977) define *outliers* como aqueles pontos de dados que saem das “cercas”, que são calculados da seguinte forma:

$$Lower Fence = Q1 + \lambda IQR \quad (9)$$

$$UpperFence = Q3 + \lambda IQR \quad (10)$$

Observações abaixo da cerca inferior ou acima da cerca superior são classificadas como outliers. Este método é particularmente vantajoso devido à sua simplicidade e natureza não paramétrica, uma vez que não assume nenhuma distribuição específica para os dados. No entanto, suas principais limitações residem em sua sensibilidade à escolha do multiplicador (λ definido como 1,5) e sua potencial ineficácia em conjuntos de dados menores onde quartis podem não ser bem definidos.

O método de cercas de desvio médio/padrão detecta outliers com base na média e no desvio padrão, assumindo uma distribuição. Ele define outliers como pontos de dados que estão além de um número especificado de desvios padrão da média. A média (μ) representa o valor médio, enquanto o desvio padrão (σ) quantifica a dispersão. As cercas inferiores e superiores são calculadas usando esses parâmetros.

$$Lower Fence = \mu - k\sigma \quad (11)$$

$$Upper Fence = \mu + k\sigma \quad (12)$$

Este método é simples e eficaz para dados normalmente distribuídos, mas pode classificar erroneamente retornos assimétricos ou não normais como outliers. Assim como a análise de cauda, tanto a análise de Tukey quanto a de média/desvio-padrão focam nos extremos das distribuições de retorno.

O método de outlier baseado em modelo ARMA (Chen e Liu, 1993a) é projetado para dados de séries temporais, estimando ambos os parâmetros do modelo e efeitos atípicos. Ao combinar componentes autorregressivos (AR) e média móvel (MA), ele identifica diferentes tipos de *outliers* em conjuntos de dados dependentes do tempo.

$$Y_t = \phi(B)X_t + \theta(B)\varepsilon_t \quad (13)$$

onde $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são polinômios no operador de defasagem B , e ε_t representa o termo de erro de ruído branco. O modelo ARMA considera os seguintes quatro tipos de *outliers*:

Outliers aditivos (AO) afetam apenas uma única observação, descrita por:

$$Y_t = X_t + \omega I(t = t_0) \quad (14)$$

Os *outliers* inovadores (IO) influenciam todas as observações de um certo ponto em diante:

$$t = X_t + \omega Bt I(t \geq t_0) \quad (15)$$

Mudanças de nível (LS) alteram todo o nível da série começando em um ponto designado:

$$Y_t = X_t + \omega I(t \geq t_0) \quad (16)$$

As alterações temporárias (TC) têm um breve impacto na série:

$$Y_t = X_t + \omega \delta t I(t \geq t_0) \quad (17)$$

Um modelo ARMA identifica *outliers* em séries temporais estacionárias, capturando autocorrelação e sazonalidade, separando anomalias de variações normais (Chen e Liu, 1993a). No entanto, já que requer estacionariedade, pode classificar outliers incorretamente se especificado de forma equivocada, pode ignorar padrões não lineares como agrupamento de volatilidade e tem dificuldades com dados de alta volatilidade e grandes conjuntos de dados.

A detecção baseada em *wavelets* (ondulações) é uma técnica que ganhou força por sua capacidade de analisar dados em múltiplas escalas, tornando-a particularmente eficaz para dados de séries temporais não estacionárias (Bilen e Huzurbazar, 2002). Este método utiliza “*wavelets*” transformadas para decompor um sinal em componentes em várias escalas, permitindo um exame detalhado das estruturas de dados. A “transformada *wavelet* contínua” (CWT) de uma série temporal $y(t)$ é especificada da seguinte forma:

$$W\psi(a, b) = \int_{-\infty}^{+\infty} y(t)\psi_{a,b}(t)dt \quad (18)$$

Como as séries de retorno não são contínuas, Serroukh *et al.* (2000) definem uma transformada *wavelet* discreta (DWT), que é um conjunto de fatias de VWT nos nós $(a, b) = (a_k, b_j)$, onde $a_k = 2^j k, b_j = 2^j$ para $j = 1, 2, \dots, M$ e para comprimento de observação diádica $T = 2M$ quando $M \geq 0$. Isso leva à seguinte função base *wavelet* discreta:

$$\psi_{k,j}(t) = 2^{-(j/2)} \psi(2^{-j}t - k) \quad (19)$$

A detecção baseada em *wavelets* é altamente eficaz para identificar outliers em dados de séries temporais, especialmente em finanças, onde padrões não lineares são predominantes. Sua dupla capacidade de capturar informações de tempo e frequência permite detectar eventos de curto prazo, como saltos de preços e picos de volatilidade que os métodos tradicionais podem ignorar. As *wavelets* são hábeis em lidar com dados não estacionários, adaptando-se a mudanças nas condições econômicas e capturando eventos localizados, como choques de mercado. A abordagem apresentada por Bilen e Huzurbazar (2002) é particularmente valiosa, pois aborda com eficácia outliers aditivos e inovadores, sem se limitar a processos gerados por ARIMA.

A transformada wavelet discreta ortogonal (DWT) pode ser implementada usando o filtro wavelet de Haar (Bilen e Huzurbazar, 2002). O filtro de Haar, conhecido por sua simplicidade e eficiência, é particularmente adequado para detectar outliers, pois produz coeficientes elevados em resposta a mudanças abruptas ou descontinuidades nos dados. Seu design, baseado em funções retangulares redimensionadas, o torna ideal para identificar anomalias acentuadas. Para garantir a detecção precisa, um limite universal é aplicado, utilizando um estimador de desvio absoluto médio-mediano para a variância do coeficiente wavelet. O método "pad with mean" é usado para ajustes de escala, com o número máximo de escalas definido como 8, alinhando-se ao tamanho da amostra.

3.3 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Caso os resultados dos testes de raízes unitárias indiquem, de forma consistente, que as séries analisadas são estacionárias somente após a primeira diferença – ou seja, que são séries integradas de ordem um $I(1)$ – o próximo passo consiste em realizar testes de cointegração. Essa etapa é fundamental para evitar o problema da regressão espúria, que ocorre quando se relacionam séries não estacionárias de forma inadequada. Para tanto, serão implementados dois testes de cointegração, permitindo verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis consideradas.

3.3.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN SEM QUEBRA ESTRUTURAL

De acordo com Enders (2015, p. 378), o Teste de Cointegração de Johansen é uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller. Considere o seguinte modelo:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

onde $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$, $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; x_{t-1} e ε_t são vetores ($n \times 1$); π é definida como $(A_1 - I)$, em que A_1 é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) e I é uma matriz identidade ($n \times n$); e p é o número de defasagens.

O posto de $(A_1 - I)$ iguala o número de vetores co-integrantes. Se $(A_1 - I)$ consiste de zeros, ou seja, o posto de π é zero, isso significa que todas as sequências $\{x_{it}\}$ são processos de raízes unitárias, em outras palavras, processos $I(1)$. Uma vez que não há combinação linear dos processos $\{x_{it}\}$ que é estacionário, as variáveis não são co-integradas.

A cointegração é determinada pelo posto da matriz π , que é igual ao número de vetores co-integrantes independentes, $\text{posto}(\pi) = r$. Se $\text{posto}(\pi) = 0$, a matriz é nula e a equação (20) representa um modelo VAR em primeiras diferenças. Se $\text{posto}(\pi) = r = n$, o VAR é estacionário. Se $\text{posto}(\pi) = 1$, existe um único vetor co-integrante e a expressão πx_{t-1} é o termo de correção de erro. Para outros casos em que $1 < \text{posto}(\pi) = r < n$, existem múltiplos vetores co-integrantes. Sabe-se que o número de vetores co-integrantes distintos pode ser obtido verificando a significância das raízes características de π . Para se testar a significância das raízes características, deve-se observar o seguinte procedimento: (i) obtenha a matriz π , calcule suas n raízes características, $|\pi - \lambda I| = 0$, e ordene-as tal que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$.

O Teste de Cointegração de Johansen (Johansen; Juselius, 1990; Johansen, 1995) contempla duas formas de obtenção dos autovalores, que são denominados de Teste do Traço e Teste do Máximo Autovalor, cujas estatísticas encontram-se a seguir descritas:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln \ln (1 - \hat{\lambda}_i), H_0: r \leq r_0 \quad (21)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln \ln (1 - \hat{\lambda}_{i=r_0+1}), H_0: r = r_0 \quad (22)$$

onde: $\hat{\lambda}_i$ = os valores estimados das raízes características (os autovalores) obtidos da matriz π estimada, sendo organizados em ordem decrescente: $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_k$. A regra básica é que grandes valores da estatística de teste conduzem à rejeição da hipótese nula. T = o número de observações usáveis. Quando os valores apropriados de r são claros, essas estatísticas são referidas como $\lambda_{traço}$ e λ_{max} .

No Teste do Traço, testa-se a hipótese nula da existência de r^* vetores de cointegração ($r = r^*$), contra a hipótese alternativa de que $r > r^*$ vetores de cointegração. Quando não houver cointegração, os autovalores encontrados serão próximos de zero, indicando a não estacionariedade e a instabilidade da matriz π , não se podendo rejeitar a hipótese nula. Há indícios de mais de um vetor de cointegração quando rejeitada a hipótese nula de que $r = r^*$. Dito de outro modo, essa primeira estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores co-integrantes distintos é menor ou igual a r ($H_0: posto(\pi) \leq r$) contra a hipótese alternativa geral ($H_a: posto(\pi) > r$).

A segunda forma de se obter os autovalores de π é através do Teste de Máximo Autovalor, no qual a hipótese nula implica na existência de $r = r^*$ vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que $r^* + 1 = r$ vetores de cointegração. O Teste de Máximo Autovalor tem como principal função verificar o máximo autovalor significativo que um vetor de cointegração produz. Assim como no Teste do Traço, ao rejeitar-se a hipótese nula, tem como interpretação a existência de mais de um vetor de cointegração. Portanto, a segunda estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores co-integrantes é r ($H_0: posto(\pi) = r$) contra a hipótese alternativa de $(r + 1)$ vetores co-integrantes ($H_a: posto(\pi) = r + 1$).

Os valores críticos de $\lambda_{traço}$ e λ_{max} são obtidos usando a abordagem de Monte Carlo. Em suma, a importância do Teste de Cointegração para o modelo de séries temporais é determinar se há ou não equilíbrio de longo prazo entre as variáveis escolhidas, para que então se escolha qual modelo econométrico será seguido para atingir os objetivos geral e específico do presente estudo.

3.3.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN COM QUEBRA ESTRUTURAL

Johansen et al. (2000) demonstra como a tradicional análise de cointegração pode ser usada para identificar possíveis tipos de quebras estruturais. O autor propôs uma generalização do modelo de quebra na tendência e intercepto, modelo C, de Perron (1989), no contexto de séries temporais multivariadas. O autor mostra como a análise tradicional de cointegração pode ser usada para identificar alguns tipos de quebra estrutural, embora existam algumas diferenças conceituais como a necessidade de gerar uma nova tabela de resultados assintóticos. Demonstra-se que a partir desse aparato teórico é possível identificar e testar mudanças na tendência presente nos vetores de cointegração. Contudo, para usar esse tipo de análise tradicional, segundo o autor é necessário excluir as observações posteriores à quebra (previamente conhecida), através de dummies de impulso. O número de dummies corresponde ao número de defasagens do sistema e a inclusão dessas dummies implica na redução da amostra.

3.4 MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO COM MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS (VECM)

O Modelo Vetorial Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM) corrige o problema de omissão de variáveis relevantes que se incorre quando se utilizar o Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) com variáveis em primeiras diferenças, apesar de incorrer no problema de omissão de defasagens relevantes ao impor o mesmo número de defasagens para todas as variáveis no sistema em modelagem. Em resumo, o modelo VECM é uma re-parametrização do modelo VAR.

O VECM é expresso pela equação (10), em que $\pi = \alpha\beta'$. A velocidade dos parâmetros de ajustamento é dada pelo termo $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$, que representa uma matriz com r vetores de ajustamento (isto é, os elementos de α são coeficientes de ajuste). O vetor co-integrante é dado por $\beta = (1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n)'$, ou seja, β é uma matriz com r vetores de co-integração (isto é, as colunas de β formam o espaço de co-integração). Logo, na equação (10), Δx_t é explicado pelos fatores de curto prazo $(\sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i})$, assim como pela relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas πx_{t-1} . Além disso, como $x_t \sim CI(1,1)$, então x_t tem representação na forma de VECM.

Trata-se do Teorema da Representação de Granger, o qual afirma que é sempre possível associar ao VAR a correção de erros na presença de co-integração.

A principal vantagem de escrever o sistema de equações pelo modelo VECM está relacionada à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo. Outra vantagem de se trabalhar com variáveis cointegradas é a possibilidade da estimação das elasticidades de longo prazo entre elas. Especificamente na equação cointegrante, como o vetor é normalizado, o primeiro coeficiente será sempre igual a 1. Os demais coeficientes representam a elasticidade dessas variáveis com relação à primeira, lembrando que o sinal negativo indica uma elasticidade positiva.

3.4.1 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER NO VECM

Além disso, a estimação de um modelo VECM permite explorar três técnicas adicionais. Primeiro, o conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de x_t , e, se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa x_t (Granger, 1969). A causalidade de Granger da variável x_t à variável y_t é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x_t em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y_t é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x_t Granger-causa a variável y_t . Considere o seguinte VECM bivariado com uma defasagem:

$$\Delta y_t = \alpha_y (y_{t-1} - \beta x_{t-1} \omega \varepsilon_{t-1}) + \phi_y \Delta y_{t-1} + \phi_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (23)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x (y_{t-1} - \beta x_{t-1} \omega \varepsilon_{t-1}) + \phi_y \Delta y_{t-1} + \phi_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (24)$$

Em um Mecanismo de Correção de Erros (MCE), $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$, sendo uma das velocidades de ajustamento (alfas) nulas, haverá dois casos. Primeiro, se $\alpha_y = 0$, então o comportamento dinâmico de y_t não é afetado pelo desvio do equilíbrio no período anterior (isto é, o MCE), e y_t é dito fracamente exógeno. Segundo, se $\alpha_x = 0$, o comportamento dinâmico de x_t não é afetado pelo desvio do equilíbrio no período anterior (isto é, o MCE), e x_t é fracamente exógeno.

Em um Modelo de Correção de Erros, a causalidade de Granger precisa ser reinterpretada. Por exemplo, na equação (24), note que y_t não Granger-Causa x_t se: (i) os valores defasados de Δy_t não entram na equação de Δx_t , ou seja, $(\phi_y = 0)$ e x_t não responde aos desvios do equilíbrio anterior ($\alpha_x = 0$), isto é, x_t é fracamente exógeno. Lembre-se aqui do Teorema da Representação de Granger.

3.4.2 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA NO VECM: MÉTODO DE CHOLESKY E FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTAS GENERALIZADAS

Uma função de impulso-resposta (FIR) mede o efeito temporal de um choque em dado ponto no tempo sobre os valores futuros esperados de variáveis em um sistema dinâmico. Essas funções permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (Enders, 2015).

Na estimação das funções de impulso-resposta, serão considerados dois métodos. Em primeiro lugar, um dos métodos de identificação mais populares continua sendo o procedimento de ortogonalização dos resíduos dos modelos VAR ou VECM com base na chamada “decomposição de Cholesky”, que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo – de modo que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda seja afetada apenas pela primeira, a terceira seja afetada pelas primeiras duas, e assim por diante. Ao pesquisador cabe apenas selecionar a “ordenação causal” adequada das variáveis sob análise; feito isso, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das interrelações entre as variáveis por meio de funções de resposta a impulso e decomposição de variância dos erros de previsão do modelo.

Em segundo lugar, com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis nos modelos VAR ou VECM, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis desses modelos. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo multivariado estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR e VECM. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (Ewing, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

Em linhas gerais, deve-se observar que, em um modelo VECM, as funções de impulso-resposta tendem a se anular com o tempo, ou seja, isto significa dizer que as variáveis endógenas tenderiam para uma trajetória de equilíbrio de longo prazo. Ao contrário do que ocorreria em um modelo VAR, em que as variáveis não fossem estacionárias em nível, mas em primeiras diferenças, no modelo VECM os choques não teriam efeitos permanentes. Logo, havendo o uso do modelo VECM, as funções de impulso-resposta podem ser analisadas como uma sucessão de decorrências ou respostas sobre determinada variável, causados por desvios de seu equilíbrio inicial em relação a outra variável.

3.4.3 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO NO VECM

A análise de decomposição de variância (ADV) consiste em um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. Ressalta-se que a ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (Enders, 2015, p. 302). Assim, a ADV permite um

panorama detalhado da estrutura dinâmica das inter-relações entre as variáveis, o que é fundamental para a interpretação dos resultados de modelos VAR e para a tomada de decisões informadas em contextos econômicos complexos.



4

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

Trata-se de dados de séries temporais (isto é, séries históricas), abrangendo o período de 1995 a 2024, totalizando 30 observações anuais. Embora o tamanho da amostra seja relativamente reduzido, a escolha desse intervalo se justifica por dois motivos.

O primeiro é que o período anterior ao Plano Real foi marcado por alta inflação e instabilidade macroeconômica, o que poderia comprometer a consistência dos resultados. Já o período pós-Plano Real apresenta maior estabilidade econômica, o que favorece uma análise mais robusta da relação entre dívida pública e investimento agregado. O segundo motivo é que o presente estudo, baseado em Liaqat (2019), utiliza dados da população brasileira, cuja periodicidade é anual.

Além disso, apesar de a amostra ser reduzida, essa condição é contornada pela aplicação de técnicas econométricas adequadas a séries temporais curtas, as quais permitem extrair resultados estatisticamente relevantes mesmo em contextos de dados limitados.

A série temporal da população (em milhões de habitantes) foi construída junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a partir dos dados realizados e divulgados nos Censos Demográficos para os anos de 2000, 2010 e 2022, bem como nos dados estimados e divulgados na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os demais anos.

As séries temporais, em valores correntes (R\$ milhões) do Produto Interno Bruto (PIB), consumo das famílias, consumo do governo e o investimento agregado da economia (pois abrange investimento público e investimento privado) foram obtidos junto ao IBGE, a partir das Contas Nacionais Trimestrais³. No caso, a série temporal do investimento agregado foi obtida a partir da soma dos dados das séries de formação bruta de capital fixo e da variação de estoques.

³ Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>> Acesso em 10 de maio de 2025.

A série temporal da Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG), em valores correntes (R\$ milhões), foi obtida junto ao Sistema de Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB)⁴.

A série temporal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (ano base: 2024 = 100), foi obtida no IPEADATA administrado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), mas tendo como fonte primária o IBGE. Além disso, a série de taxa de juros nominal, Over/Selic (% a.a.), também foi obtida junto ao IPEADATA, mas tendo o BCB como fonte primária. Por sua vez, a série temporal da taxa de inflação é construída a partir dos dados de IPCA mencionados anteriormente.

Os dados dessas séries temporais passaram por algumas etapas de transformações. Inicialmente, as séries em valores correntes foram convertidas em termos reais pelo IPCA e, posteriormente, convertidas em termos *per capita*, seguindo a estratégia adotada por Liaqat (2019) para identificar a relação dinâmica entre dívida pública e formação de capital da economia.

Além disso, o uso de variáveis em termos *per capita* é importante em estudos voltados para a análise de crescimento econômico de longo prazo, seguindo a prática consolidada na literatura empírica de crescimento (Woo e Kumar, 2010). Essa escolha metodológica busca eliminar os efeitos do crescimento populacional e permitir uma análise focada no desempenho econômico médio da população.

Feito esse tratamento, todos os dados de séries temporais foram convertidos em logaritmos naturais. Essa transformação permite interpretar os coeficientes como elasticidades, facilita a modelagem ao linearizar relações multiplicativas e estabiliza a variância das séries, contribuindo para mitigar problemas de heterocedasticidade. Além disso, favorece a aproximação da distribuição dos dados à normalidade, reduz a influência de outliers e permite interpretar as primeiras diferenças como taxas de crescimento, o que é especialmente útil em análises econômicas. O Quadro 1 a seguir apresenta uma descrição das variáveis a serem utilizadas nos exercícios estatísticos e econométricos.

⁴

Disponível

em:

<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> acesso em 10 de maio de 2025.

Quadro 1 – Descrição das Variáveis

Sigla	Variável	Fonte
y_t	PIB real per capita	IBGE
i_t	Investimento Agregado real per capita	IBGE
$[cf]_t$	Consumo das Famílias real per capita	IBGE
g_t	Consumo do Governo real per capita	IBGE
d_t	Dívida Bruta do Governo Geral real per capita	BCB
r_t	Taxa de Juros nominal (Over/Selic), % a.a.	Ipeadata
π_t	Taxa de Inflação (IPCA, 2024 = 100)	Ipeadata

Nota: variáveis em logaritmos naturais. “IBGE” se refere ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. “BCB” se refere Banco Central do Brasil, Sistema Gerenciador de Séries Temporais. “Ipeadata” se refere à base de dados econômicos e financeiros mantida pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

O Gráfico 2 a seguir destaca a evolução do investimento agregado e da dívida bruta do governo geral, em termos reais e *per capita*. Se, por um lado, o endividamento público apresenta uma trajetória de crescimento ao longo dos anos, nota-se uma redução estrutural significativa no investimento agregado entre 2014 e 2021, períodos caracterizados por recessão econômica e crise econômico-sanitária provocada pela pandemia de Covid-19.

Gráfico 2 – Evolução investimento agregado e da dívida bruta do governo geral, em termos reais e per capita.



A Tabela 1 apresenta uma análise de estatística descritiva dos dados a serem utilizados nessa pesquisa, com variações relevantes nos indicadores macroeconômicos ao longo do período analisado, com destaque para o comportamento DBGG real *per capita* e do investimento agregado real *per capita*. A DBGG apresenta amplitude significativa, com valor mínimo de R\$ 8.336 milhões e valor máximo de R\$ 42.462 milhões, sugerindo fases distintas de expansão fiscal e contenção ao longo dos ciclos econômicos. A média da DBGG real *per capita* (R\$ 25.774 milhões) posiciona-se acima da mediana (R\$ 23.977 milhões), sugerindo uma leve assimetria negativa na distribuição, com maior concentração de valores nos patamares mais elevados da série.

Já o investimento agregado real *per capita* também revela dispersão considerável, com um mínimo de R\$ 4.735 milhões e um máximo de R\$ 10.846 milhões. A média (R\$ 7.372 milhões) está ligeiramente acima da mediana (R\$ 7.167 milhões), o que sugere uma leve assimetria positiva. A análise comparada entre essas duas variáveis antecipa a investigação central deste trabalho: se o aumento da DBGG real *per capita* pode ter gerado um efeito de *crowding-out* sobre o investimento agregado real *per capita*, hipótese que será explorada nos modelos econométricos subsequentes.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis reais per capita e variáveis macroeconômicas

Estatística	PIB real per capita	Investimento real per capita	Consumo das Famílias real per capita	Consumo do Governo real per capita	DBGG real per capita	Taxa de juros nominal – Over/Selic (% a.a.)	Inflação (IPCA, % a.a.)
Mínimo	27.382	4.735	17.444	5.433	8.336	1,94	1,66
1º Quartil	31.104	5.677	19.402	5.936	20.674	10,07	4,54
Mediana	43.140	7.167	26.335	8.334	23.977	13,42	5,91
Média	40.537	7.372	25.404	7.824	25.774	15,51	6,76
3º Quartil	47.660	9.187	30.400	9.377	33.262	18,86	7,66
Máximo	55.247	10.846	35.233	10.397	42.262	42,08	22,41

Nota: R\$ em milhões. Todos os valores estão expressos em reais desde 2024. As variáveis estão apresentadas em termos reais per capita. Os dados são anuais.

A identificação das quebras estruturais seguiu dois procedimentos específicos. No primeiro procedimento, utilizou-se dois testes de raízes unitárias que identificam a quebra estrutural de forma endógena. No segundo procedimento, adotou-se os seguintes métodos de detecção de *outliers*: *Wavelets Outliers*, *Tukey Fences Outliers* e *ARMA Outliers*. O Quadro 2 trata de consolidar os resultados dos testes implementados quanto à identificação das datas de quebras estruturais, bem como a justificativa econômica relacionada a essas quebras.

Quadro 2 – Identificação e análise de datas de quebras estruturais e de outros outliers

Data	Variável(is)	Método(s)	Justificativa Econômica para a Data de Quebra Estrutural
1995	d_t, π_t	Tukey Fences Outliers	Implantação do Plano Real.
1998	π_t	Tukey Fences Outliers	Ataques especulativos (crise russa, crise dos tigres asiáticos etc.)

1999	$\Delta\pi_t, \Delta r_t$	Wavelets Outliers; Vogelsang e Perron (1998);	Além da mudança do regime de câmbio fixo para o regime de câmbio flutuante, o ano de 1999 também foi marcado pela implantação do regime de metas de inflação e início de rigoroso ajuste fiscal das contas públicas.
2001	$\Delta r_t, \Delta\pi_t$	Vogelsang e Perron (1998);	Apagão de energia elétrica.
2002	Δd_t	Vogelsang e Perron (1998);	Crise de confiança causada pelas eleições presidenciais.
2003	$\Delta d_t, g_t$	Wavelets Outliers; Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Ajuste fiscal e manutenção da política de metas de inflação pelo novo governo Lula; Choque de expectativas positivas no mercado financeiro a partir da carta de compromisso à estabilidade (Carta ao Povo Brasileiro em 2002 ainda repercutindo); Inflação elevada no início do ano (efeito inercial da crise de 2002), forçando política monetária mais restritiva.
2005	y_t	Vogelsang e Perron (1998)	Escândalo do Mensalão, com instabilidade política.
2006	$\Delta d_t, \llbracket cf \rrbracket_t, \Delta g_t, d_t$	Wavelets Outliers; Vogelsang e Perron (1998); Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Redução expressiva da taxa Selic (continuação do ciclo de queda iniciado em 2005); Reeleição de Lula com discurso de continuidade econômica.
2009	y_t, i_t	Wavelets Outliers	Crise Financeira Internacional de 2008-2009.
2010	$y_t, \Delta y_t, i_t$	Tukey Fences Outliers; Saikkonen e Lutkepohl (2002)	Pico do superciclo das commodities; Eleição de Dilma Rousseff, sinalizando possível mudança na condução econômica.
2012	r_t	Vogelsang e Perron (1998)	Crise da dívida europeia impactando o comércio mundial; Início das políticas de intervenção econômica do governo Dilma ("Nova Matriz Econômica").
2013	$\Delta y_t, \Delta i_t, g_t, \pi_t$	Saikkonen e Lutkepohl (2002); Vogelsang e Perron (1998)	Reação dos mercados ao anúncio do "tapering" pelo Fed (Taper Tantrum); Jornadas de Junho, massivos protestos políticos e sociais; deterioração na percepção fiscal.

2014	$\Delta y_t, \Delta i_t, \Delta \llbracket cf \rrbracket_t, \Delta g_t, r_t, \pi_t$	Saikkonen e Lutkepohl (2002); Vogelsang e Perron (1998)	Recessão econômica de 2014-2016.
2015	$\Delta y_t, \Delta i_t, \Delta \llbracket cf \rrbracket_t$	Tukey Fences Outliers; Vogelsang e Perron (1998); Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Recessão econômica de 2014-2016.
2016	$\Delta \pi_t$	Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Recessão econômica de 2014-2016.
2017	π_t	Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Queda da inflação, forte redução da Selic e mudanças no mercado de trabalho com a aprovação da Reforma Trabalhista; crise política provocada pelas delações da JBS.
2019	$\Delta i_t, \llbracket cf \rrbracket_t$	Vogelsang e Perron (1998)	Aprovação da Reforma da Previdência; persistência de crescimento econômico modesto e elevada capacidade ociosa.
2020	$r_t, \llbracket cf \rrbracket_t, r_t$	Tukey Fences Outliers; Saikkonen e Lutkepohl (2002)	Crise econômica e sanitária provocada pela pandemia de Covid-19.
2021	$\Delta i_t, \Delta r_t, r_t$	Tukey Fences Outliers; Saikkonen e Lutkepohl (2002);	Pressões inflacionárias globais (pós-pandemia); Crise hídrica brasileira pressionando tarifas e inflação; Início da alta da Selic após mínimo histórico.
2022	$\Delta \llbracket cf \rrbracket_t$	Wavelets Outliers	Eleições presidenciais polarizadas; Ampliação dos gastos públicos (Auxílio Brasil ampliado); Incerteza política e fiscal acentuada.



5

5

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

5.1. ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

A Tabela 2 apresenta os resultados dos testes de estacionariedade aplicados às séries temporais analisadas, organizados em dois grupos: (i) testes de raiz unitária que não consideram quebras estruturais; e (ii) testes de raiz unitária que identificam endogenamente a presença de quebras estruturais. O objetivo dos testes de raiz unitária é determinar se uma série temporal é estacionária. De acordo com Gujarati e Porter (2011, p. 734), uma série é considerada estacionária quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre esses períodos, mas não o tempo real ao qual a covariância é computada. A presença de raiz unitária compromete a validade da inferência estatística, podendo resultar em estimativas enviesadas e ineficientes.

Em linhas gerais, os resultados do primeiro grupo de testes – testes ADF^{GLS} e MZ_{α}^{GLS} , ambos aplicados sem considerar quebras estruturais – indicam que as seguintes variáveis apresentam estacionariedade em primeiras diferenças, isto é, variáveis $I(1)$, aos níveis de significância estatística de 1%, 5% e 10%: taxa de juros nominal, PIB real *per capita*, investimento agregado real *per capita* e Dívida Bruta do Governo Geral real *per capita*. Já as seguintes variáveis atingem estacionariedade em nível, ou seja, variáveis $I(0)$, aos níveis de significância estatística de 5% e 10%: consumo das famílias real *per capita*, consumo do governo real *per capita* e taxa de inflação.

Observa-se que os resultados de estacionariedade variam entre os dois testes implementados, conforme o modelo especificado (com constante ou com constante e tendência, e em nível ou em primeira diferença). Uma explicação plausível para essa divergência de resultados pode estar associada à presença de quebras estruturais, que é uma característica marcante em diversas séries históricas de variáveis macroeconômicas e fiscais brasileiras.

Conforme visto na Tabela 2, a análise conjunta dos resultados dos testes de Vogelsang e Perron (1998), assim como Saikkonen e

Lütkepohl (2002), indicam significância estatística mais robustas nos resultados das variáveis em primeiras diferenças, mesmo na presença de quebras estruturais.

Como os resultados dos testes de raízes unitárias variam entre si e, em alguns casos, indicam que algumas séries são estacionárias em primeiras diferenças, ou seja, integradas de ordem um ($I(1)$), torna-se viável prosseguir com a investigação de cointegração. A verificação da existência de cointegração entre as variáveis é uma etapa essencial para a especificação adequada do modelo, permitindo, se confirmada, a aplicação de um VECM, que incorpora relações de longo prazo entre as séries.

Tabela 2 – Resultado dos testes de raízes unitárias (1995 a 2024)

Variáveis	Inclusão na equação teste	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data de quebra é desconhecida)					
		[ADF] ^GLS	_MZ_t^GLS	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lutkepohl (2002)		
					Tipo de Quebra	Data de Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Quebra	Data de Quebra	Estatística de Teste
y_t	C	-0,11	0,04	1	Additive outlier	2005	-4,63 ^(c) (4 lags)	Rational shift	2010	-0,95 (2 lags)
y_t	C,T	-1,31	-1,26	-	Additive outlier	2018	-4,63 (4 lags)	Rational shift	2010	-3,91 ^(a) (4 lags)
Δy_t	C	-1,76 ^(c)	-1,56	2	Additive outlier	2015	-4,93 ^(b) (0 lag)	Rational shift	2013	-0,93 (2 lags)
Δy_t	C,T	-1,80	-1,59	2	Additive outlier	2014	-5,97 ^(b) (0 lag)	Rational shift	2013	-2,78 ^(c) (2 lags)
i_t	C	-0,91	-0,69	-	Innovation al outlier	2022	-4,12 (7 lags)	Rational shift	2010	-2,16 (3 lags)
i_t	C,T	-1,78	-1,62	-	Innovation al outlier	2009	-4,80 (4 lags)	Rational shift	2010	-3,87 ^(a) (2 lags)
Δi_t	C	-2,29 ^(b)	-1,97 ^(c)	2	Innovation al outlier	2013	-6,45 ^(a) (5 lags)	Rational shift	2014	-2,96 ^(b) (2 lags)

Δi_t	C,T	-2,29	-1,97	2	Innovation al outlier	2019	-4,61 (0 lag)	Rational shift	2014	-2,96 ^(c) (2 lags)
cf_t	C	-0,29	-2,37 ^(b)	3	Innovation al outlier	2019	-4,92 ^(b) (7 lags)	Rational shift	2020	-0,97 (2 lags)
cf_t	C,T	-1,43	-1,35	-	Innovation al outlier	2006	-5,18 ^(b) (5 lags)	Rational shift	2020	-3,40 ^(b) (4 lags)
Δcf_t	C	-1,67 ^(c)	-1,42	2	Innovation al outlier	2014	-5,58 ^(a) (5 lags)	Shift Dummy	2015	-0,87 (3 lags)
Δcf_t	C,T	-1,65	-1,42	2	Innovation al outlier	2014	-5,15 ^(c) (5 lags)	Shift Dummy	2015	-2,87 ^(c) (3 lags)
g_t	C	-0,58	-1,91 ^(c)	3	Innovation al outlier	2005	-4,59 (5 lags)	Rational shift	2003	-3,60 ^(a) (2 lags)
g_t	C,T	-1,36	-1,18	-	Innovation al outlier	2013	-8,50 ^(a) (7 lags)	Rational shift	2003	-4,25 ^(a) (2 lags)
Δg_t	C	-0,97	-1,00	2	Innovation al outlier	2014	-5,05 ^(b) (7 lags)	Rational shift	2006	-4,41 ^(a) (0 lag)
Δg_t	C,T	-1,48	-1,33	2	Innovation al outlier	2011	-4,70 (0 lag)	Rational shift	2006	-3,18 ^(a) (2 lags)
d_t	C	-0,35	0,91	-	Innovation al outlier	2005	-4,58 (0 lag)	Rational shift	2006	-3,04 ^(b) (0 lag)
d_t	C,T	-2,33	-1,21	-	Innovation al outlier	2010	-3,85 (0 lag)	Rational shift	2006	0,24 (0 lag)

Δd_t	C	-1,18	-1,08	2	Innovation al outlier	2002	-6,65 ^(a) (0 lag)	Rational shift	2003	-7,45 ^(a) (0 lag)
Δd_t	C,T	-1,80	-1,33	2	Innovation al outlier	2006	-8,15 ^(a) (0 lag)	Rational shift	2003	-8,91 ^(a) (0 lag)
r_t	C	-0,23	-0,62	4	Innovation al outlier	2012	-5,62 ^(a) (3 lags)	Impulse Dummy	2021	-2,22 (0 lag)
r_t	C,T	-0,41	0,74	7	Innovation al outlier	2014	-6,11 ^(a) (5 lags)	Impulse Dummy	2021	-4,12 ^(a) (3 lags)
Δr_t	C	-0,45	0,00	7	Innovation al outlier	1999	-6,08 ^(a) (0 lag)	Impulse Dummy	2021	-6,39 ^(a) (0 lag)
Δr_t	C,T	-6,19 ^(a)	-2,59	-	Innovation al outlier	2001	-5,99 ^(a) (0 lag)	Impulse Dummy	2021	-5,20 ^(a) (0 lag)
π_t	C	0,52	0,52	7	Innovation al outlier	2014	-5,48 ^(a) (0 lag)	Impulse Dummy	2017	-4,68 ^(a) (0 lag)
π_t	C,T	-3,99 ^(b)	-2,41	-	Innovation al outlier	2013	-4,81 (6 lags)	Impulse Dummy	2017	-3,71 ^(a) (0 lag)
$\Delta \pi_t$	C	-0,65	0,00	7	Innovation al outlier	1999	-7,37 ^(a) (0 lag)	Impulse Dummy	2016	-4,64 ^(a) (3 lags)
$\Delta \pi_t$	C,T	-6,28 ^(a)	-2,56	7	Innovation al outlier	2001	-7,06 ^(a) (0 lag)	Impulse Dummy	2016	-5,84 ^(a) (0 lag)

Fonte: Elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI.

Nota:

1 – “Lags” significa defasagens. Δ representa variável em primeiras diferenças. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 7 defasagens. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são

estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Observações anuais incluídas: 30 (amostra: 1990 a 2021).

2 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,65 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste MZ_{α}^{GLS} são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); Método de estimação espectral: AR GLS-detrended.

Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%). Tipo de quebra: innovational outlier. Seleção da quebra estrutural: estatística t de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Akaike.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne et al., 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: - 3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: Rational Shift.

5.2. ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Os resultados do Teste do Traço e do Teste do Autovalor Máximo indicam rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração entre as variáveis analisadas aos níveis de significância estatística de 1% e 5% conforme valor-p reportado, uma vez que os valores dessas duas estatísticas de teste são superiores aos seus valores críticos. Portanto, pode-se afirmar que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em análise. Isso significa que, embora as variáveis possam se desalinhar no curto prazo, elas tendem a se mover juntas no longo prazo, mantendo uma relação estável ao redor de um caminho comum.

Tabela 3 – Resultado do Teste de Cointegração de Johansen (sem quebra estrutural)					
H_0	H_1	Autovalores	Estatística	Valores Críticos	Valor-p
Teste do Traço					
$r=0$ Nenhum	$r \geq 0$	0,779480	200,4665(a)	125,6154	0,0000
$r \leq 1$ No máximo 1	$r \geq 1$	0,762057	158,1370(a)	95,75366	0,0000
$r \leq 2$ No máximo 2	$r \geq 2$	0,733938	117,9368(a)	69,81889	0,0000
$r \leq 3$ No máximo 3	$r \geq 3$	0,674426	80,86402(a)	47,85613	0,0000
$r \leq 4$ No máximo 4	$r \geq 4$	0,595800	49,44339(a)	29,79707	0,0001
$r \leq 5$ No máximo 5	$r \geq 5$	0,470358	24,07972(a)	15,49471	0,0020
$r \leq 6$ No máximo 6	$r \geq 6$	0,201033	6,284197(b)	3,841465	0,0122
Teste do Autovalor Máximo					
$r=0$ Nenhum	$r=0$	0,779480	42,32949	46,23142	0,1236

$r \leq 1$ No máximo 1	$r=1$	0,762057	40,20024(b)	40,07757	0,0484
$r \leq 2$ No máximo 2	$r=2$	0,733938	37,07276(b)	33,87687	0,0200
$r \leq 3$ No máximo 3	$r=3$	0,674426	31,42063(b)	27,58434	0,0153
$r \leq 4$ No máximo 4	$r=4$	0,595800	25,36367(b)	21,13162	0,0119
$r \leq 5$ No máximo 5	$r=5$	0,470358	17,79552(b)	14,26460	0,0133
$r \leq 6$ No máximo 6	$r=6$	0,201033	6,284197(b)	3,841465	0,0122

Nota:

1 – Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente;

2 – O Teste do Traço e o Teste do Autovalor Máximo indicam uma equação de cointegração aos níveis de significância estatística de 1% e 5%.

3 – Valores-p obtidos em MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Todavia, a análise de cointegração deve considerar as quebras estruturais que foram identificadas no procedimento anterior de análise de estacionariedade. Em vista disso, ao aplicar o Teste de Cointegração de Johansen, em presença de quebra estruturais, os resultados confirmaram novamente que as séries cointegram, conforme reportado na Tabela 4. Neste procedimento, foram introduzidas duas variáveis dummy correspondentes às quebras ocorridas nos anos de 2006 e 2020, uma vez que, para ambos os períodos, os valores da estatística t se mostraram significativamente elevados, indicando evidência de alteração estrutural no comportamento das séries.

Os resultados do teste indicam que a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada. Em todos os testes de cointegração, a hipótese nula em termos gerais é de que não existe cointegração entre as séries temporais. Portanto, com base nesses resultados, pode-se concluir que existem seis relações de cointegração entre as séries temporais.

Tabela 4 – Resultado do teste de Cointegração de Johansen (Com Quebra Estrutural)

R0	LR	Valor-p	90%	95%	99%
0	424,93(a)	0,0000	156,46	161,04	169,89
1	298,19(a)	0,0000	123,09	127,21	135,19
2	215,71(a)	0,0000	93,47	97,13	104,24
3	147,41(a)	0,0000	67,69	70,90	77,17
4	95,31(a)	0,0000	45,87	48,63	54,09
5	50,45(a)	0,0000	27,92	30,25	34,96
6	17,74(b)	0,0264	13,94	15,28	20,29

Nota:

1 – Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2 - Quebras em nível e na tendência, conjuntamente. 1ª Quebra: 2006; 2ª Quebra: 2020.

Considerando as relações de cointegração identificadas, estimou-se um modelo VECM, cujos detalhes encontram-se no Apêndice. Nas seções seguintes, serão apresentados os principais resultados da análise multivariada.

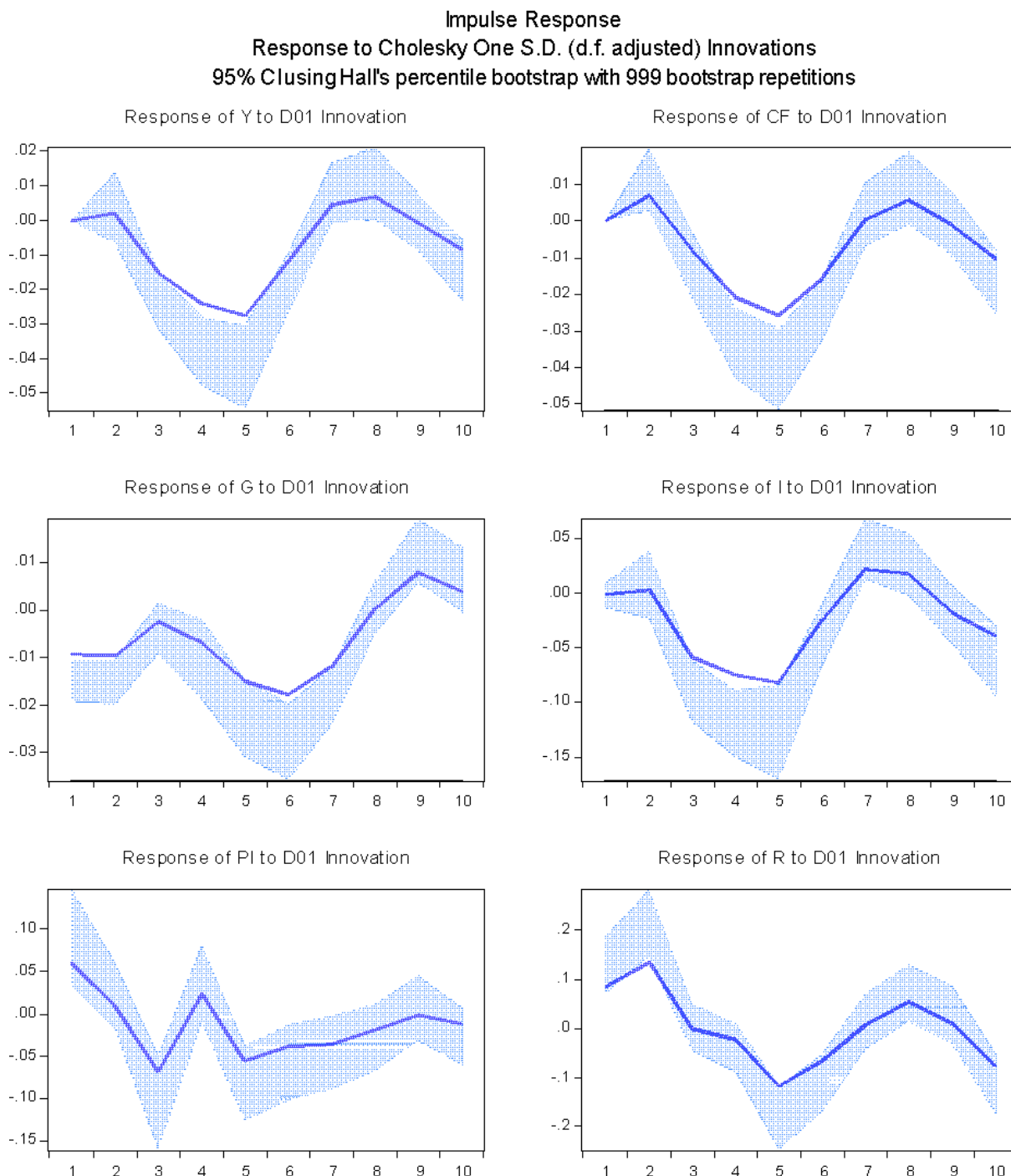
5.3. ANÁLISE DAS FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA

As funções de impulso-resposta são importantes, pois mostram como uma variável reage, ao longo do tempo, a um choque em outra variável dentro do modelo VECM. No exercício a seguir, será analisada a resposta das variáveis a um choque na dívida bruta do governo geral real per capita, considerando-se dois métodos: Cholesky e Impulso-Resposta Generalizado. Como a base de dados é pequena, utilizou-se a técnica bootstrap, que consiste em gerar amostras repetidas com reposição para aprimorar a precisão das estimativas e testes.

A Figura 1 a seguir apresenta os resultados das funções de impulso-resposta segundo o método de Cholesky. Observa-se que o choque de um desvio-padrão da dívida bruta do governo geral real per capita provoca uma elevação na taxa de juros, bem como reduz o investimento agregado real per capita e o consumo das famílias real

per capita, afetando o crescimento econômico real per capita, conforme aponta Hubbard (2012).

Figura 1 – Resultados das Funções de Impulso-Resposta, segundo o método de Cholesky



Nota: variáveis em logaritmos naturais. Conforme variáveis informadas no Quadro 1:

“Y” representa PIB real per capita; “CF” representa consumo das famílias real per capita; “G” representa consumo do governo real per capita; “I” representa investimento agregado real per capita; “PI” representa taxa de inflação; “R” representa taxa de juros nominal (Over/Selic).

O choque na dívida bruta do governo geral real per capita provocando uma queda significativa no investimento agregado real per capita está em consonância com a literatura. Os resultados são compatíveis com a Teoria Convencional, especialmente com a vertente da hipótese do Debt Overhang (Krugman, 1988; Sachs, 1989), segundo a qual elevados níveis de endividamento comprometem a expectativa de retorno dos investimentos, à medida que os agentes passam a acreditar que os recursos futuros serão direcionados ao serviço da dívida.

Além disso, a elevação da dívida pública pode gerar maior incerteza macroeconômica, percepção de risco fiscal e expectativas de futuras elevações tributárias, elementos que afetam negativamente o ambiente de decisões econômicas como um todo.

Os resultados também dialogam com a vertente da restrição de liquidez, segundo a qual os elevados pagamentos da dívida pública reduzem recursos que poderiam ser direcionados a investimentos produtivos. O aumento do endividamento pode levar a cortes nessas aplicações, essenciais para sustentar o crescimento econômico no longo prazo. Isso porque o avanço das despesas obrigatórias, somado aos gastos com amortização e juros, encurta a disponibilidade fiscal para fazer investimento público, complementar ao investimento privado, por exemplo.

Por fim, no Apêndice A.5 encontra-se reportados os resultados da estimação das funções de impulso-resposta generalizadas, cujos resultados trazem importantes informações na análise dos choques entre as variáveis desse sistema.

5.4. ANÁLISE DA CAUSALIDADE DE GRANGER

O Teste de Causalidade de Granger é um teste de hipótese simples que verifica se o passado de uma variável pode ajudar a prever o futuro de outra variável. São duas formas de mensurar as fontes de causalidade de Granger em um modelo VECM: (i) coeficientes dos valores defasados e diferenciados das séries analisadas (causalidade de curto prazo); (ii) coeficiente do termo de correção de erros (causalidade de longo prazo).

A Tabela 5 apresenta os resultados do Teste de Causalidade de Granger no curto prazo, estimado no contexto de um modelo VECM. Os

resultados apontam que a dívida pública do governo geral per capita não Granger-causa, no curto prazo, nenhuma das variáveis do modelo. Já variações no investimento agregado real per capita exercem papel relevante na engrenagem do crescimento econômico ao causar, no sentido de Granger, o PIB real per capita, o consumo das famílias real per capita e a dívida bruta do governo geral per capita, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%.

Além disso, verifica-se, no curto prazo, a existência de causalidade de Granger unidirecional do consumo do governo real per capita para o investimento agregado real per capita, ao nível de significância de 5%. Em termos interpretativos, mais gastos do governo implicam em mais dívida, ou seja, ter-se-ia um aumento da dívida causando mais investimento.

Portanto, os resultados da causalidade de Granger no curto prazo não corroboram a tese de crowding out da dívida bruta real per capita para o investimento agregado real per capita, uma vez que não se verificou evidência de que a dívida Granger-causa o investimento nesse horizonte temporal. Os testes apontam que variações no investimento antecedem e ajudam a prever mudanças não apenas no produto e no consumo, como também no grau de endividamento. Além disso, o investimento também é sensível às condições macroeconômicas, sendo ele próprio causado, no sentido de Granger, pelas outras variáveis do modelo, mas não pela dívida. Ou seja, o investimento pode ser explicado pelo comportamento passado das demais variáveis e aparece como elo que tanto responde quanto influencia o ciclo econômico.

Por outro lado, a causalidade de Granger no longo prazo demonstra o efeito de crowding out exposto nesta pesquisa. Ou seja, embora a dívida pública do governo geral per capita não Granger-causa, no curto prazo, nenhuma das variáveis do modelo, no longo prazo há uma relação de bicausalidade de Granger entre todas as variáveis, conforme apontado na Tabela 5.

Em relação à segunda fonte de causalidade de Granger, associada ao longo prazo, em um modelo de correção de erros, a forma mais adequada de avaliar o grau de exogeneidade entre as variáveis dependentes, e consequentemente a relação de causalidade, é utilizando os conceitos de exogeneidade fraca e forte, conforme definidos por Engle, Hendry e Richard (1983) e por Ericsson (1994). A

exogeneidade fraca, em sistemas cointegrados, corresponde a determinadas “restrições de zero” impostas à matriz de parâmetros de ajustamento α , o que permite sua testagem estatística. Por exemplo, a hipótese de exogeneidade fraca de uma variável x_t para a matriz de vetores de cointegração β não é válida se um dos vetores de cointegração aparece em ambos os modelos, condicional e marginal. Quando os coeficientes da matriz α são zeros, a variável explicada é dita fracamente exógena. Assim, é preciso reinterpretar a condição de causalidade em sistemas co-integrados. Em um sistema cointegrado, $\{y_t\}$ não Granger causa $\{x_t\}$ se os valores defasados Δy_{t-i} não explicam Δx_t , e x_t não responde aos desvios de equilíbrio de longo prazo. Portanto, x_t é fracamente exógena.

Tabela 5 – Resultados da Causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade

Causalidade de Granger de Curto Prazo								
Regressores	Variável Dependente							Direção da Causalidade
	$[\Delta y]_{-t}$	$[\Delta i]_{-t}$	$[\Delta cf]_{-t}$	$[\Delta g]_{-t}$	$[\Delta d]_{-t}$	$[\Delta r]_{-t}$	$[\Delta \pi]_{-t}$	
Δy_t	-	8,23 ^(a) (0,0041)	4,05 ^(b) (0,0440)	2,18 (0,1400)	24,71 ^(a) (0,0000)	2,20 (0,1376)	2,54 (0,1107)	$\Delta y_t \Rightarrow \Delta cf_t$ $\Delta y_t \Rightarrow \Delta d_t$ $\Delta y_t \Rightarrow \Delta i_t$
Δi_t	6,17 ^(b) (0,0130)	-	5,67 ^(b) (0,0172)	0,48 (0,4891)	27,15 ^(a) (0,0000)	2,54 (0,1109)	2,05 (0,1520)	$\Delta i_t \Rightarrow \Delta y_t$ $\Delta i_t \Rightarrow \Delta cf_t$ $\Delta i_t \Rightarrow \Delta d_t$
Δcf_t	1,65 (0,1987)	5,37 ^(b) (0,0204)	-	3,47 ^(c) (0,0626)	7,51 ^(a) (0,0061)	3,94 ^(b) (0,0472)	6,25 ^(b) (0,0124)	$\Delta cf_t \Rightarrow \Delta i_t$ $\Delta cf_t \Rightarrow \Delta g_t$ $\Delta cf_t \Rightarrow \Delta d_t$ $\Delta cf_t \Rightarrow \Delta \pi_t$
Δg_t	2,95 (0,0859)	4,73 ^(b) (0,0297)	4,83 ^(b) (0,0280)	-	39,58 ^(a) (0,0000)	0,37 (0,5424)	0,05 (0,8266)	$\Delta g_t \Rightarrow \Delta cf_t$ $\Delta g_t \Rightarrow \Delta d_t$ $\Delta g_t \Rightarrow \Delta i_t$
Δd_t	0,72	0,97	0,02	0,07	-	2,06	0,001	-

	(0,3950)	(0,3242)	(0,8990)	(0,7869)		(0,1515)	(0,9743)	
Δr_t	8,03 ^(a) (0,0046)	4,32 ^(b) (0,0376)	10,66 ^(a) (0,0011)	1,85 (0,1732)	0,84 (0,3600)	-	0,79 (0,3739)	$\Delta r_t \Rightarrow \Delta y_t$ $\Delta r_t \Rightarrow \Delta cf_t$ $\Delta r_t \Rightarrow \Delta i_t$
$\Delta \pi_t$	3,73 ^(c) (0,0534)	5,40 ^(b) (0,0202)	7,85 ^(a) (0,0051)	0,01 (0,9075)	2,34 (0,1258)	0,10 (0,7526)	-	$\Delta \pi_t \Rightarrow \Delta y_t$ $\Delta \pi_t \Rightarrow \Delta cf_t$ $\Delta \pi_t \Rightarrow \Delta i_t$
Todos	11,69 ^(c) (0,0693)	12,53 ^(c) (0,0512)	16,88 ^(a) (0,0097)	10,19 (0,1169)	76,97 ^(a) (0,0000)	10,38 (0,1096)	10,25 (0,1146)	-
Causalidade de Granger de Longo Prazo (teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das relações de equilíbrio)								
Equação Cointegrante	CointEq1	CointEq2	CointEq3	CointEq4	CointEq5	CointEq6		
Estatística Qui-Quadrado	34,2 ^(a) (0,0000)	37,7 ^(a) (0,0000)	81,1 ^(a) (0,0000)	18,1 ^(a) (0,0000)	36,3 ^(a) (0,0000)	42,9 ^(a) (0,0000)		

Fonte: VECM Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Uso do software econométrico Eviews. Observações anuais incluídas: 32 (amostra: 1990 a 2021). Foram selecionadas 8 defasagens ótimas pelos critérios AIC (Critério de Informação de Akaike) e HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn).

Nota:

1 - Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas χ^2 da Causalidade de Granger.

- 2 - Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
- 3 - Inclusão de variáveis dummies para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra estrutural endógena: 1998, 2006, 2012, 2015, 2019 e 2020.

Novamente, a Tabela 5 reporta a existência de relação de bi-causalidade de Granger de longo prazo entre as variáveis analisadas em cada equação cointegrante, a partir da verificação da significância das velocidades de ajustamento das relações de equilíbrio. A estatística Qui-Quadrado rejeita a hipótese nula de que os coeficientes (α) relacionados a essas velocidades de ajustamento sejam iguais a zero. Assim, por exemplo, embora se constate ausência de causalidade de Granger de curto prazo entre a dívida pública do governo geral per capita e as demais variáveis do sistema, existe relação de bi-causalidade, no sentido de precedência temporal, em todas as variáveis no longo prazo. Ambas as variáveis são afetadas pelos desvios da relação de longo prazo, de modo que existe um poder preditivo entre essas variáveis. O Apêndice A.4 traz um maior detalhamento desse resultado.

5.5. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DOS ERROS DE VARIÂNCIA DE PREVISÃO

A decomposição da variância do erro de previsão é outra ferramenta que pode ser usada para interpretar os resultados de modelos VECM. Ela fornece informações sobre o quanto a mudança no comportamento de uma variável pode ser explicada por seus próprios valores passados e por outras variáveis. A análise da Tabela 7 demonstra os valores da decomposição da variância do erro de previsão para as variáveis “investimento agregado real per capita” e “dívida bruta do governo geral per capita”. No apêndice, foram incluídos os resultados das demais variáveis.

Os resultados demonstram a proporção da variação total de cada variável devido a um choque individual. Por isso a soma dos valores obtidos para um dado período é 100%. Conforme Tabela 6, após dez períodos (meses) da ocorrência de um choque na dívida bruta do governo geral per capita, 35% do comportamento do erro de previsão desta variável decorre dela mesma e, de modo complementar, aproximadamente 24,4% decorre do investimento agregado real per capita. Note, portanto, que as flutuações no endividamento público respondem mais aos choques nessa própria variável do que a choques no investimento agregado.

Os resultados revelam ainda que, após dez meses da ocorrência de um choque no investimento agregado real per capita, cerca de

16,07% do comportamento do erro de previsão desta variável decorre dela mesma e aproximadamente 27,7% decorrem da dívida bruta do governo geral real per capita. Observe, portanto, que as flutuações no investimento agregado real per capita responde mais a choques na dívida bruta do governo geral real per capita do que a choques na própria variável.

Tabela 7 – Resultados da Decomposição dos Erros de Variância de Previsão								
Decomposição da Variância dos Erros de Previsão da Dívida Pública real per capita								
Período	Erro Padrão	$[\Delta y]_t$	$[\Delta cf]_t$	$[\Delta d]_t$	$[\Delta g]_t$	$[\Delta i]_t$	$\Delta \pi_t$	$[\Delta r]_t$
1	0,021122	32,42246	31,15314	36,42440	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,045393	14,31821	56,17093	8,144033	3,869962	9,711834	7,778990	0,006044
3	0,064137	16,09340	35,77569	32,11519	3,541005	8,571996	3,896755	0,005957
4	0,083354	12,56177	21,20970	46,14114	2,155938	15,53771	2,379459	0,014276
5	0,107541	16,28936	13,12927	41,69421	5,298441	22,13977	1,429520	0,019423
6	0,113552	16,32005	15,26824	38,77119	6,546831	21,13538	1,930692	0,027616
7	0,118626	17,11945	17,66393	35,96450	6,514847	19,64980	3,057042	0,030423
8	0,122149	17,03489	18,04515	35,70390	6,272815	19,24073	3,668831	0,033687
9	0,132068	16,27503	15,89075	36,43971	6,439609	21,53856	3,381470	0,034868
10	0,143004	15,02848	14,30889	35,00059	8,330151	24,40442	2,893188	0,034276
Decomposição da Variância do Erro de Previsão do Investimento Agregado real per capita								
Período	Erro Padrão	$[\Delta y]_t$	$[\Delta cf]_t$	$[\Delta d]_t$	$[\Delta g]_t$	$[\Delta i]_t$	$\Delta \pi_t$	$[\Delta r]_t$

1	0,072002	84,45887	0,199031	0,029762	9,438341	5,873995	0,00000 0	0,00000 0
2	0,102696	43,68095	0,559348	0,078113	11,26361	19,71108	24,62936	0,077534
3	0,147156	33,82418	13,34172	15,85867	6,785360	11,32219	18,81046	0,057410
4	0,175531	27,65919	11,19084	29,52548	6,572206	11,18933	13,81811	0,04484 8
5	0,217725	27,16191	9,898841	33,52496	4,354786	16,04527	8,983951	0,030277
6	0,226124	28,27232	10,52513	32,28733	4,427672	16,02430	8,434261	0,028986
7	0,239993	26,13649	17,94308	29,48015	3,930778	14,87433	7,609017	0,026159
8	0,250474	24,31341	21,97757	27,51849	3,996375	14,96235	7,206918	0,02489 0
9	0,252068	24,47911	21,78900	27,66218	4,04440 3	14,81460	7,184382	0,026322
10	0,262417	23,46159	21,89776	27,71202	4,163993	16,07801	6,660155	0,026469

Nota: variáveis em logaritmos naturais



6

CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA

Este estudo estimou um modelo VECM com dados do Brasil entre 1995 e 2024, com o objetivo de identificar a relação dinâmica entre a dívida bruta do governo geral *per capita* e o investimento agregado real *per capita* no país. A motivação central foi compreender se o aumento do endividamento público compromete o investimento agregado e, por consequência, a atividade econômica, à luz da hipótese de efeito *crowding-out* defendida pela Teoria Convencional.

Os resultados empíricos obtidos por meio da função de impulso-resposta no método de Cholesky, da causalidade de Granger de longo prazo e da decomposição da variância dos erros de previsão apontam evidências do efeito *crowding out*: choques na dívida bruta do governo geral *per capita* estão associados a quedas estatisticamente significativas no investimento agregado real *per capita* e, consequentemente, no PIB real *per capita*. No entanto, as estimativas da função de impulso-resposta generalizada e da causalidade de Granger no curto prazo não corroboram essa evidência, possivelmente em razão da curta extensão da amostra e das limitações inerentes à disponibilidade de dados.

Em síntese, os resultados deste estudo reforçam a necessidade de repensar a gestão da dívida pública brasileira para reduzir seus efeitos de *crowding-out* sobre o investimento agregado no longo prazo. Contudo, algumas limitações metodológicas oferecem oportunidades para aprofundar a análise. Um exemplo é o fato de ter sido considerado apenas o nível da dívida, sem mensurar o impacto do seu perfil – marcado por elevado montante de Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), títulos públicos indexados à taxa Selic que transferem de forma quase imediata as oscilações da política monetária para o custo do endividamento. Além disso, o modelo pode ter omitido variáveis relevantes, como indicadores de risco-país ou mudanças institucionais captadas por dummies de regime fiscal.

Pesquisas futuras poderiam investigar separadamente os impactos do perfil e do nível da dívida sobre o investimento e o crescimento, bem como incorporar variáveis que capturem mudanças institucionais, condições de risco macroeconômico e fatores políticos e

eleitorais. Esses estudos poderiam subsidiar políticas mais eficazes para alinhar o endividamento ao crescimento sustentável.

Recomenda-se também explorar a aplicabilidade e os efeitos da Regra de Ouro no contexto brasileiro, especialmente considerando que, historicamente, a maior parte do investimento agregado no Brasil tem origem no setor público, e que a norma é distorcida e não vem sendo respeitada de fato. Essa regra constitucional busca assegurar que a dívida financie apenas despesas de capital, capazes de impulsionar o crescimento econômico. No Brasil, porém, a definição ampliada de “despesas de capital” – que inclui não apenas os investimentos e as inversões financeiras, como também a amortização do principal da dívida pública –, pode reduzir a eficiência do uso do endividamento e potencializar seus efeitos negativos sobre o investimento agregado.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

AIZENMAN, J.; KLETZER, K.; PINTO, B. Economic growth with constraints on tax revenues and public debt: implications for fiscal policy and cross-country differences. **NBER Working Paper n. 12750**. National Bureau of Economic Research: Cambridge MA, 2007.

ARRANZ, M.R; VALENCIA, O; HERRERA, D; SUÁRES, C.U. **Unveiling the Truth: How Sticking to Fiscal Rules Boosts Investment in Latin America**. BID, Washington D.C., 2025. Disponível em: <https://blogs.iadb.org/gestion-fiscal/en/sticking-to-fiscal-rules-boosts-investment-latin-america/>

BANCO INTERAMERICANO DE DESENVOLVIMENTO (BID). **Lidar com a dívida: menos riscos para mais crescimento na América Latina e Caribe**. Washington, D.C., 2023.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, v. 82, p. 1095-1117, 1974.

BAXTER, M.; KING, R. Fiscal policy in general equilibrium. **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 315-334, 1993.

BIJOS, P. R.S. **O Caminho do Equilíbrio: é preciso “cortar gastos”?** Consultoria de Orçamento e Fiscalização Financeira, Câmara dos Deputados, 2024.

BILEN, C., HUZURBAZAR, S. Wavelet-based detection of outliers in time series. **J. Comput. Graph. Stat.** v. 11, n. 2, p. 311-327, 2002.

BLANCHARD, O. J.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamics effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1329-1368, 2002.

BLANCHARD, O. J.; SUMMERS, L. H. **Hysteresis and the European Unemployment Problem**. NBER Macroeconomics Annual, p. 15-78. Cambridge MA: MIT Press, 1986.

BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Rethinking stabilization policy. Back to the future. **Peterson Institute for International Economics**, v. 8, 2017.

CAMARGO, J.M. **Investimento no Brasil está em derrocada, apesar de crescimento do PIB**. Estado de S. Paulo, 2024.

CARVALHO, A.; SALOMAO, P. A. S. Assessing Debt Sustainability in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p. 27-51, 2007.

CAVALCANTI, M. A. F. H; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 391-418, 2010

CHEN C., LIU, L.-M., Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. **J. Am. Stat. Assoc.** v. 88, 421, p. 284–297 1993a.

CHEN, C., LIU, L.M., Forecasting time series with outliers. **J. Forecast.** v. 12, n. 1, p. 13–35, 1993b.

CHERIF, R.; HASANOV, F. **Public debt dynamics: the effects of austerity, inflation, and growth shocks**. Empirical Economics, v. 54, p. 1087-1105, 2018.

CHRISTIANO, L. J. Searching for a Break in GNP. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 237-250, 1992.

COHEN, D. 1993. Low investment and large LCD Debt in the 1980's. **The American Economic Review**, v. 83, n. 3, 1993.

DELONG, B. J.; SUMMERS, L. H. **Fiscal Policy in a depressed economy**. The Brookings Institution. Papers on Economic Activity, Spring, 1775, Massachusetts Avenue, NW, Washington, D.C., 20036, 2012.

DIAMOND, P. National debt in a neoclassical growth model. **American Economic Review**, v. 55, n. 5, p. 1126-1150, 1965.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n° 4, 1981.

ELMENDORF, D.; MANKIW, N. G. Government debt. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Org.) **Handbook of Macroeconomics** 1C, p. 1615-1669. Amsterdam: North-Holland, 1999.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. Applied econometric time series. Fourth Edition. **Wiley series in probability and mathematical statistics**, Nova York, 4^a ed., 2015.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

ERICSSON, N. R. Testing exogeneity: an introduction. In: Ericson, N. R.; Irons, J. S. (Org.), **Testing Exogeneity**, Oxford University Press, New York, 1994.

EWING, Bradley. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003.

FATAS, A.; MIHOV, I. Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. **Journal of International Economics**, v. 55, p. 3-28, 2001.

FAVERO, C. e GIAVAZZI, F. Debt and the effects of fiscal policy, **Working paper 07-4, Federal Reserve Bank of Boston**, 2007.

FRIEDMAN, M. **A theory of the consumption function**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

GADELHA, S.R.B. Causalidade temporal entre receita e despesa governamentais. **Análise Econômica**, v. 29, n. 56, 2011.

GÓMEZ-PUIG, M; SOSVILLA-RIVERO, S. The causal relationship between debt and growth in EMU countries. **Journal of Policy Modeling**, v. 37, n. 6, p. 974-989, 2015.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**. v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUJARATI D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica. (5a ed.)**. México: McGraw Hill, 2011.

HUBBARD, G. **Consequences of Government Deficits and Debt**. January 2012 special supplemental issue of the International Journal of Central Banking, 2018.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press, Oxford, 1995.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 216-249, 2000.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KRUGMAN, P. Financing versus forgiving a debt Overhang. **Journal of Development Economics**, v. 29, n. 3, p. 253-268, 1988.

KUMAR, M.; WOO, J. Public debt and growth. **IMF**. 2010.

LAI, S.L; TRANG, L.; KUO, K.C. **Causal Relationship among Debt, GDP and Inflation in France**. International Journal of Intelligent Technologies and Applied Statistics, v. 8, n. 3, p. 205-224, 2015.

LIAQAT, Z. Does government debt crowd out capital formation? A dynamic approach using panel VAR. **Economics Letters**, v. 178, p. 86-90, 2019.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, p. 667-685, 2002.

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

MODIGLIANI, F. Long-run implications of alternative fiscal policies and the burden of the International debt. **Economic Journal**, v. 71, n. 284, p. 730-755, 1961.

MOSS, T. J.; CHIANG, H. S. The Other costs of high debt in poor countries: growth, policy dynamics, and institutions. **Issue Paper on Debt Sustainability n. 3**, Center for Global Development: Washington D.C., 2003.

NEAIME, S. Sustainability of budget deficits and public debts in selected European Union countries. **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 12, n. 1, p. 1-21, 2015.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OREIRO, J.L; SICSÚ, J.; PAULA, L.F. Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira. **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**. Barueri/SP: Editora Manole, p. 117-152, 2003.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PESARAN, H. Hashem; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PICARELLI, M.O; VANLAER, W.; MARNEFFE, W. Does public debt produce a crowding out effect for public investment in the EU?. 2019.

PUENTE-AJOVÍN, M.; SANSO-NAVARRO, M. Granger causality between debt and growth: Evidence from OECD countries. **International Review of Economics & Finance**, v. 35, p. 66-77, 2015.

REINHART, C. M.; REINHART, V. R.; ROGOFF, K. S. Public debt overhangs: advanced-economy episodes since 1800. **Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 69-86, 2012.

RODRIGUES, R.V, e TEXEIRA, E.C. 2013. “Gastos Públicos e Crescimento Econômico No Brasil Da Segunda Metade Do Século XX: Uma Abordagem Do Teste de Causalidade de Granger.” **Revista Políticas Públicas**, São Luís 17 (1): 115–25.

SACHS, J. **The debt Overhang of developing countries**. In: CALVO, A. G.; FINDLAY, R.; KOURI, P.; MACEDO, J. (Org.), Debt Stabilization and Development: Essays in Memory of Carlos Diaz Alejandro. Oxford: Basil Blackwell: 1989.

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

SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.

SALOMÃO, B.A; SILVA, C.G. Não linearidades na relação entre a dívida pública eo crescimento econômico: uma aplicação ao caso brasileiro. **Nova Economia**, v. 33, n. 01, p. 153-180, 2023

SANZO, S.; BELLA, M. Public debt and growth in the euro area: evidence from parametric and nonparametric Granger causality. **The BE Journal of Macroeconomics**, v. 15, n. 2, p. 631-648, 2015.

SILVA, A.L; AFONSO, A.; GADELHA, S.R.B. **Dívida Pública e Crescimento Econômico no Brasil**. Cadernos de Finanças Públicas, v. 20, n. 3, 2020.

STYLIANOU, T. Debt and economic growth: Is there any causal effect? An empirical analysis with structural breaks and Granger causality for Greece. **Theoretical and Applied Economics**, v. 21, n. 1, p. 51-62, 2014.

SAINT-PAUL, G. Fiscal policy in an endogeneous growth model. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, p. 1243-1259, 1992.

SERROUKH, A., WALDEN, A.T., PERCIVAL, D.B., 2000. Statistical properties and uses of the wavelet variance estimator for the scale analysis of time series. **J. Am. Stat. Assoc.** v. 95, n. 449, p. 184–196, 2000.

TOURINHO, O.A.F; SANGOI, R. Dívida pública e crescimento econômico: testes da hipótese de Reinhart e Rogoff. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 3, p. 437-468, 2017.

TRAUM, N.; YANG, S. When does government debt crowd out investment? **Journal of Applied Econometrics**, v. 30, n. 1, p. 24-45, 2015.

TUKEY J.W., 1977. **Exploratory Data Analysis**. Addison-Wesley, New York.

VIERA, B.E; Magalhães, L. **Taxa de juros, serviço da dívida e investimento público: as relações entre a financeirização em condições de dependência e o crescimento econômico no Brasil**. 52º Encontro Nacional de Economia, Natal, Rio Grande do Norte, 2024.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

A large, modern office interior with high ceilings and floor-to-ceiling windows. The space is filled with people working at long tables. In the foreground, there are several hexagonal ottomans arranged on a patterned rug. The overall atmosphere is bright and professional.

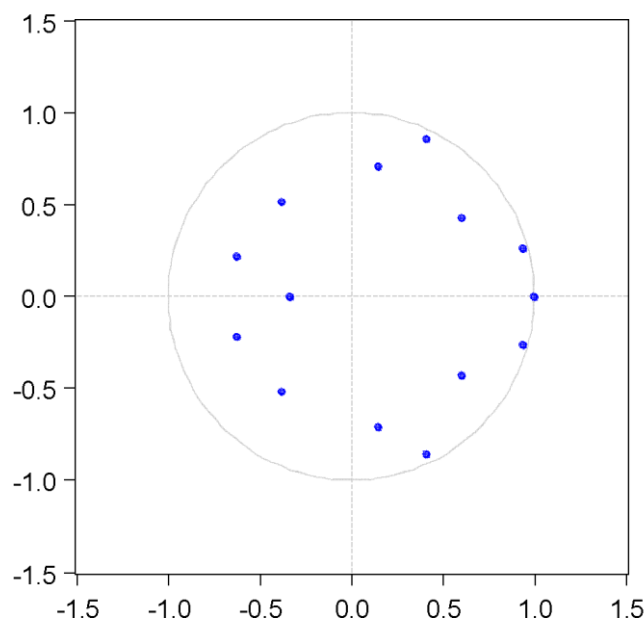
APÊNDICES

APÊNDICES

APÊNDICES

A.1 – ANÁLISE GRÁFICA DA ESTABILIDADE DO MODELO VAR: RAÍZES INVERSAS DO POLINÔMIO CARACTERÍSTICO AUTORREGRESSIVO

Figura A.1 – Raízes Inversas do polinômio característico AR
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



A.2 – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VECM

Os testes de cointegração de Johansen (sem e com quebra estrutural) implementados demonstram, conjuntamente, a existência de cointegração entre as séries temporais analisadas. A presença de cointegração denota que a análise multivariada deve ser conduzida utilizando-se um VECM, que permite investigar as relações de longo prazo entre as variáveis endógenas. O modelo foi estimado com seis vetores de cointegração. Além disso, foram utilizadas as seis dummies referentes às quebras estruturais em 1998, 2006, 2012, 2015, 2019 e 2020.

Tabela A.1 – Resultado da Estimação do Modelo VECM

Vector Error Correction Estimates					
Date: 05/10/25 Time: 19:23					

Sample (adjusted): 1997 2024							
Included observations: 28 after adjustments							
Standard errors in () & t-statistics in []							
Lags interval (in first differences): 1 to 1							
Endogenous variables: Y CF D01 G I PI R							
Exogenous variables (short-run only): D1998 D2006 D2012 D2015 D2019 D2020							
Deterministic assumptions: Case 3 (Johansen-Hendry-Juselius): Cointegrating relationship includes a constant. Short-run							
dynamics include a constant.							
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	CointEq3	CointEq4	CointEq5	CointEq6	
Y(-1)	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	
CF(-1)	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	
D01(-1)	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000	
G(-1)	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	
I(-1)	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	0,000000	
PI(-1)	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	
R(-1)	0,361634	0,397280	0,886128	0,390517	0,065758	-0,585829	
	(0,05193)	(0,05054)	(0,06475)	(0,05216)	(0,10090)	(0,09417)	
	[6,96453]	[7,86098]	[13,6844]	[7,48733]	[0,65169]	[-6,22079]	
C	-11,50007	-11,12223	-12,34814	-9,928009	-9,040859	-0,267597	
Error Correction:	D(Y)	D(CF)	D(D01)	D(G)	D(I)	D(PI)	D(R)
COINTEQ1	0,770158	1,348061	0,228465	1,123020	2,239840	-9,179407	8,614400
	(0,63499)	(0,56258)	(0,53190)	(0,57654)	(1,81322)	(5,65416)	(6,27951)
	[1,21287]	[2,39622]	[0,42953]	[1,94787]	[1,23528]	[-1,62348]	[1,37183]

COINTE Q2	-0,404661	-0,734179	1,812115	-0,373666	-0,786108	7,805332	3,235383
	(0,40567)	(0,35941)	(0,33981)	(0,36833)	(1,15839)	(3,61222)	(4,01173)
	[-0,99752]	[-2,04274]	[5,33274]	[-1,01449]	[-0,67862]	[2,16081]	[0,80648]
COINTE Q3	-0,192479	-0,220980	-0,264793	-0,050772	-0,668325	0,115529	-2,037341
	(0,07986)	(0,07075)	(0,06690)	(0,07251)	(0,22805)	(0,71112)	(0,78977)
	[-2,41017]	[-3,12320]	[-3,95827]	[-0,70020]	[-2,93066]	[0,16246]	[-2,57968]
COINTE Q4	-0,351972	-0,413878	-1,129933	-0,666174	-1,239695	-3,441211	-11,01001
	(0,41874)	(0,37099)	(0,35076)	(0,38020)	(1,19573)	(3,72864)	(4,14103)
	[-0,84054]	[-1,11560]	[-3,22137]	[-1,75217]	[-1,03677]	[-0,92291]	[-2,65876]
COINTE Q5	-0,126846	-0,190500	-0,573963	-0,147678	-0,442305	2,920056	-1,203341
	(0,12789)	(0,11331)	(0,10713)	(0,11612)	(0,36521)	(1,13882)	(1,26477)
	[-0,99180]	[-1,68123]	[-5,35758]	[-1,27175]	[-1,21111]	[2,56411]	[-0,95143]
COINTE Q6	-0,091479	-0,102263	0,054383	-0,021333	-0,265394	-1,149458	-0,132291
	(0,03337)	(0,02956)	(0,02795)	(0,03030)	(0,09528)	(0,29712)	(0,32998)
	[-2,74153]	[-3,45919]	[1,94569]	[-0,70414]	[-2,78532]	[-3,86866]	[-0,40090]
D(Y(-1))	2,903252	2,630433	-6,138161	-1,975306	12,07647	20,93855	21,64727
	(1,47424)	(1,30613)	(1,23490)	(1,33854)	(4,20973)	(13,1272)	(14,5791)
	[1,96932]	[2,01392]	[-4,97056]	[-1,47572]	[2,86871]	[1,59505]	[1,48482]
D(CF(-1))	-0,861702	-0,847613	1,538701	1,133273	-4,438442	-14,93015	-13,15384
	(0,67039)	(0,59395)	(0,56156)	(0,60869)	(1,91433)	(5,96943)	(6,62966)
	[-1,28537]	[-1,42709]	[2,74006]	[1,86184]	[-2,31854]	[-2,50110]	[-1,98409]
D(D01(-1))	-0,088122	0,011655	-0,183838	-0,025425	-0,291669	0,029708	1,469364
	(0,10360)	(0,09179)	(0,08678)	(0,09407)	(0,29584)	(0,92251)	(1,02454)
	[-0,85059]	[0,12698]	[-2,11837]	[-0,27029]	[-0,98591]	[0,03220]	[1,43417]
D(G(-1))	-0,881852	-0,999654	2,706482	0,449338	-3,188570	-1,001858	-3,093447
	(0,51354)	(0,45498)	(0,43017)	(0,46627)	(1,46642)	(4,57273)	(5,07848)
	[-1,71721]	[-2,19715]	[6,29170]	[0,96369]	[-2,17439]	[-0,21909]	[-0,60913]

D(I(-1))	-0,840063	-0,713903	1,476493	0,212465	-3,084920	-4,315408	-5,332520
	(0,33828)	(0,29970)	(0,28336)	(0,30714)	(0,96596)	(3,01215)	(3,34529)
	[-2,48336]	[-2,38204]	[5,21067]	[0,69175]	[-3,19363]	[-1,43267]	[-1,59404]
D(PI(-1))	0,027418	0,035238	0,018205	0,001498	0,094179	-0,032472	-0,044259
	(0,01420)	(0,01258)	(0,01189)	(0,01289)	(0,04054)	(0,12641)	(0,14039)
	[1,93138]	[2,80173]	[1,53090]	[0,11620]	[2,32326]	[-0,25688]	[-0,31526]
D(R(-1))	0,101593	0,103742	-0,027492	0,044340	0,212844	0,283902	0,808304
	(0,03586)	(0,03177)	(0,03004)	(0,03256)	(0,10239)	(0,31929)	(0,35461)
	[2,83319]	[3,26552]	[-0,91528]	[1,36190]	[2,07868]	[0,88916]	[2,27943]
C	0,029745	0,031149	0,095631	0,039599	0,007498	-0,014479	-0,010025
	(0,01111)	(0,00984)	(0,00930)	(0,01008)	(0,03172)	(0,09890)	(0,10984)
	[2,67814]	[3,16550]	[10,2791]	[3,92682]	[0,23641]	[-0,14641]	[-0,09127]
D1998	-0,027179	-0,062191	-0,095518	-0,010327	0,062016	-1,379312	-0,325999
	(0,03790)	(0,03358)	(0,03175)	(0,03441)	(0,10823)	(0,33750)	(0,37483)
	[-0,71707]	[-1,85198]	[-3,00845]	[-0,30008]	[0,57299]	[-4,08680]	[-0,86972]
D2006	0,004915	0,007481	-0,208113	-0,016933	0,050894	-0,430042	-0,246596
	(0,03276)	(0,02903)	(0,02744)	(0,02975)	(0,09355)	(0,29173)	(0,32399)
	[0,15001]	[0,25775]	[-7,58334]	[-0,56923]	[0,54401]	[-1,47412]	[-0,76111]
D2012	-0,025247	-0,024571	0,111106	-0,012515	-0,074384	-0,043356	-0,676812
	(0,03020)	(0,02676)	(0,02530)	(0,02742)	(0,08624)	(0,26893)	(0,29867)
	[-0,83596]	[-0,91830]	[4,39182]	[-0,45640]	[-0,86250]	[-0,16122]	[-2,26609]
D2015	-0,044574	-0,044439	0,045188	-0,047733	-0,082170	0,646431	0,324553
	(0,02943)	(0,02607)	(0,02465)	(0,02672)	(0,08403)	(0,26204)	(0,29102)
	[-1,51469]	[-1,70446]	[1,83314]	[-1,78648]	[-0,97783]	[2,46694]	[1,11523]
D2019	-0,059985	-0,051273	-0,124999	-0,028455	-0,106000	0,056261	-0,587424
	(0,02863)	(0,02536)	(0,02398)	(0,02599)	(0,08175)	(0,25492)	(0,28312)
	[-2,09525]	[-2,02147]	[-5,21240]	[-1,09470]	[-1,29662]	[0,22070]	[-2,07484]
D2020	-0,060154	-0,071259	-0,032131	-0,051787	-0,061698	-0,006618	-1,244366
	(0,03349)	(0,02967)	(0,02805)	(0,03041)	(0,09563)	(0,29821)	(0,33119)
	[-1,79616]	[-2,40159]	[-1,14535]	[-1,70308]	[-0,64515]	[-0,02219]	[-3,75720]

R-squared	0,863852	0,889154	0,976218	0,843825	0,890613	0,950621	0,918106
Adj. R-squared	0,540500	0,625896	0,919735	0,472909	0,630819	0,833347	0,723607
Sum sq. resids	0,005086	0,003993	0,003569	0,004193	0,041475	0,403291	0,497433
S.E. equation	0,025215	0,022340	0,021122	0,022894	0,072002	0,224525	0,249357
F-statistic	2,671555	3,377494	17,28355	2,274974	3,428154	8,105986	4,720362
Log likelihood	80,85714	84,24725	85,81733	83,56090	51,47795	19,63394	16,69670
Akaike AIC	-4,346938	-4,589089	-4,701238	-4,540065	-2,248425	0,026147	0,235950
Schwarz SC	-3,395364	-3,637515	-3,749663	-3,588490	-1,296851	0,977722	1,187525
Mean dependent	0,024906	0,024139	0,050294	0,023182	0,024160	-0,024393	-0,025320
S.D. dependent	0,037198	0,036524	0,074553	0,031534	0,118503	0,549994	0,474306
Determinant resid covariance (dof adj.)		9,04E-25					
Determinant resid covariance		1,41E-28					
Log likelihood		619,7350					
Akaike information criterion		-31,26679					
Schwarz criterion		-22,60746					
Number of coefficients		182					

A.3 – RESULTADOS DA ANÁLISE MULTIVARIADA DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS

Tabela A.2 – Resultados da Análise Multivariada de Normalidade dos Resíduos

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 05/10/25 Time: 19:26				
Sample: 1995 2024				
Included observations: 28				
1	0.343583	0.550897	1	0.4580
2	0.036546	0.006233	1	0.9371
3	0.383793	0.687386	1	0.4071
4	-0.513662	1.231292	1	0.2672
5	-0.045668	0.009733	1	0.9214
6	-1.250165	7.293591	1	0.0069
7	0.864704	3.489328	1	0.0618
Joint		24.86049	7	0.0008
1	0.856232	2	0.6517	
2	0.148854	2	0.9283	
3	1.071085	2	0.5854	
4	2.163462	2	0.3390	

5	6.500238	2	0.0388	
6	21.27525	2	0.0000	
7	6.113824	2	0.0470	
Joint	38.12894	14	0.0005	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

A.4 – CAUSALIDADE DE GRANGER DE LONGO PRAZO

Tabela 6.3 – Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das relações de equilíbrio						
Equação Cointegrante	CointEq1	CointEq2	CointEq3	CointEq4	CointEq5	CointEq6
$[\Delta y]_{-(t-1)}$	-29,9	33,4	-68,9	-29,0	30,6	-95,2
$[\Delta cf]_{-(t-1)}$	35,2	23,6	-9,9	-13,1	-43,7	57,0
$[\Delta d]_{-(t-1)}$	2,3	-4,6	5,2	14,6	2,7	2,9
$[\Delta g]_{-(t-1)}$	-4,3	-32,3	69,6	20,9	25,6	27,1
$[\Delta i]_{-(t-1)}$	0,2	-16,1	5,2	13,5	-2,5	14,7
$[\Delta \pi]_{-(t-1)}$	0,4	5,3	2,9	2,9	1,3	1,21
$\Delta r_{-(t-1)}$	3,3	0,6	1,5	4,5	5,0	1,22
C	-35,2	-125,2	100,1	-31,3	-129,2	24,0
Estatística Qui-Quadrado	34,2(a)	37,7(a)	81,1(a)	18,1(a)	36,3(a)	42,9(a)

Valor-p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0060	0,0000	0,0000
---------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

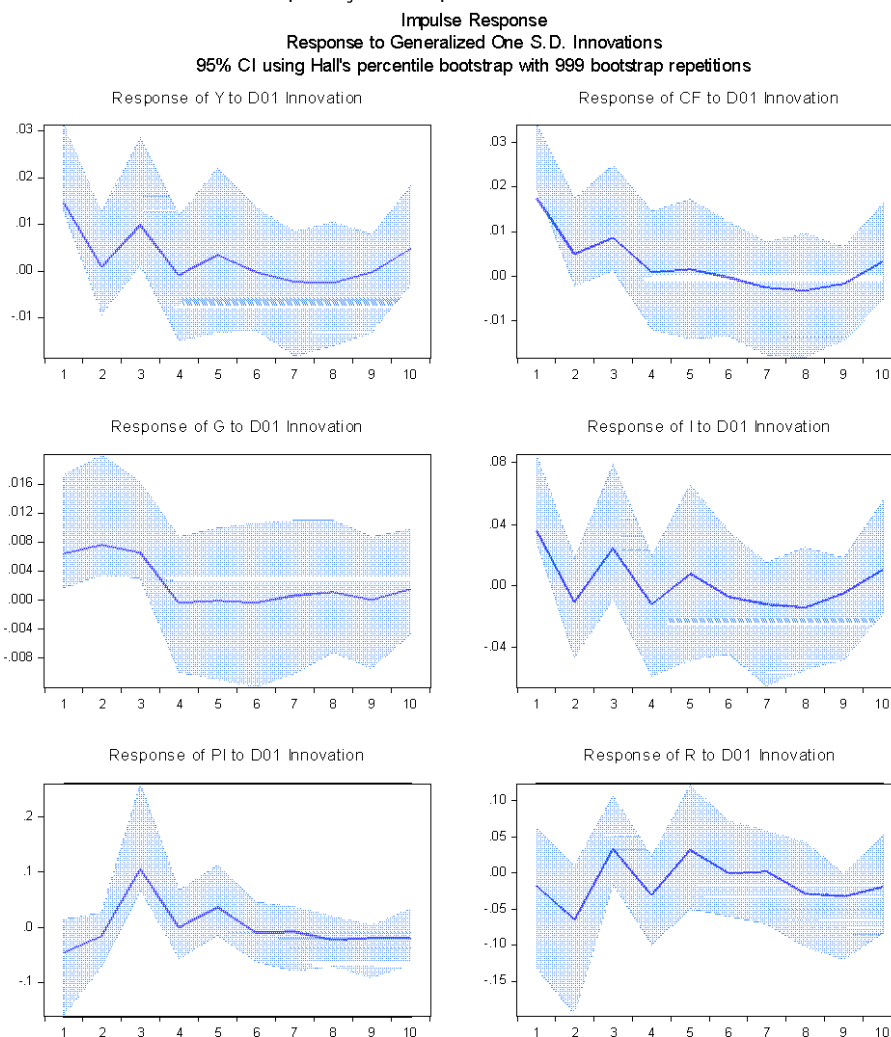
Nota: (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A.5– FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA GENERALIZADAS

A Figura A.2 a seguir apresenta os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas. Nessas funções, observa-se que, no primeiro ano após um choque na dívida bruta do governo geral real per capita, o impacto é positivo tanto no investimento agregado real per capita quanto no PIB real per capita, situando-se acima de zero. Em seguida, há uma queda acentuada, com os efeitos tornando-se estatisticamente insignificantes ao longo dos períodos posteriores. Ou seja, nessas funções não é possível corroborar o efeito de crowding-out, como visto no teste de Cholesky.

Em suma, possivelmente por uma limitação de dados, apenas os resultados das funções de impulso-resposta segundo o método de Cholesky corroboram a tese de crowding out exposta nesta pesquisa. Neste caso, há a evidência de uma existência de uma associação negativa estatisticamente significativa entre dívida pública real per capita e investimento agregado real per capita, a partir de choques na dívida pública. A intensidade do efeito crowding out (ou seja, o quanto o investimento agregado real per capita é deslocado pela expansão da dívida pública real per capita) depende de quão próximas da realidade estão essas premissas ricardianas. Se os agentes privados não aumentam sua poupança em resposta ao endividamento, ou se o setor público reduz seu próprio investimento para pagar juros e despesas obrigatórias, o efeito de crowding out tende a ser mais forte.

Figura A.2 – Resultado das Funções de Impulso Resposta. Método de Decomposição: Impulsos Generalizados



Nota: variáveis em logaritmos naturais. Conforme variáveis informadas no Quadro 1: “Y” representa PIB real per capita; “CF” representa consumo das famílias real per capita; “G” representa consumo do governo real per capita; “I” representa investimento agregado real per capita; “PI” representa taxa de inflação; “R” representa taxa de juros nominal (Over/Selic).

A.5 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão revelam que, após dez meses da ocorrência de um choque na dívida pública real per capita, aproximadamente 15% são explicados pelo PIB real per capita e 8,3% pelo gasto do governo real per capita. O consumo das famílias real per capita responde por 14,3%, ao passo que a inflação e a taxa de juros respondem por, respectivamente, 2,8% e 0,03%.

Já em relação ao choque no investimento agregado real per capita, após 10 meses, 23,4% 15% são explicados pelo PIB real per capita e 4,1% pelo gasto do governo real per capita. O consumo das famílias real per capita responde por 21,9%, ao passo que a inflação e a taxa de juros respondem por, respectivamente, 6,7% e 0,03%.



idn

idp

A ESCOLHA QUE
TRANSFORMA
O SEU CONHECIMENTO