

idp

idn

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

**REVISITANDO A ELASTICIDADE-RENDA DE LONGO
PRAZO DA ARRECADAÇÃO PREVIDENCIÁRIA NO BRASIL:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO PERÍODO 1997 A 2023**

PEDRO HENRIQUE DA COSTA LEITE

Brasília-DF, 2023

PEDRO HENRIQUE DA COSTA LEITE

**REVISITANDO A ELASTICIDADE-RENDA DE LONGO
PRAZO DA ARRECADAÇÃO PREVIDENCIÁRIA NO
BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO PERÍODO 1997 A
2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Orientador

Professor Doutor Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília-DF 2023

PEDRO HENRIQUE DA COSTA LEITE

REVISITANDO A ELASTICIDADE-RENDA DE LONGO PRAZO DA ARRECADAÇÃO PREVIDENCIÁRIA NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO PERÍODO 1997 A 2023

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Aprovado em 16 / 12 / 2023

Banca Examinadora

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

Prof. Dr. Mathias Schneid Tessman

Prof. Dr. Geraldo Sandoval Góes

L533r Leite, Pedro Henrique da Costa
Revisitando a elasticidade-renda de longo prazo da arrecadação previdenciária no Brasil: evidências empíricas no período 1997 a 2023 / Pedro Henrique da Costa Leite. – Brasília: IDP, 2024.

69 p.
Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Curso de Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2023.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

1. Previdência social. 2. PIB. 3. Elasticidade. 4. Cointegração. 5. VE. I. Título.

CDD: 330

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

RESUMO

A previdência social é um sistema complexo e deve ser constantemente avaliada e adaptada às mudanças socioeconômicas para garantir sua sustentabilidade. O presente estudo tem por objetivo mensurar a elasticidade das receitas previdenciárias do RGPS em relação ao PIB. Inicialmente, foram coletados dados mensais de janeiro de 1997 a julho de 2023 para ambas as variáveis. As séries históricas foram convertidas em termos reais a valores de julho de 2023 utilizando-se o IPCA. Em seguida, essas séries temporais foram ajustadas sazonalmente pelo método Census-X13. Consecutivamente, foi apurada a estacionariedade das séries temporais através de testes de raiz unitária. Além dos testes modificados de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron, também foram utilizados os testes com quebra endógena de Vogelsang e Perron e de Saikkonen-Lütkepohl. Os resultados apurados demonstram que as séries são estacionárias em primeiras diferenças. Posteriormente, foram efetuados três testes de cointegração: o teste de Engle-Granger; o teste de Johansen e o teste de Johansen com quebra estrutural. Os resultados comprovaram a relação de cointegração entre as séries temporais. A partir das análises realizadas, utilizou-se modelo VECM para apurar a elasticidade entre as duas variáveis em estudo. Constatou-se que as receitas previdenciárias são elásticas em relação ao PIB no longo prazo. Para avaliar as características do resultado obtido e compreender as relações entre as variáveis, foi feito o teste de causalidade de Granger, a apuração das restrições ao VECM, a análise gráfica das funções de impulso-resposta generalizadas, a decomposição da variância do erro de previsão e ainda a análise gráfica resultante da utilização do método de Cholesky.

Palavras-chaves: Previdência social; PIB; Elasticidade; Cointegração; VE

ABSTRACT

Social security is a complex system and must be constantly evaluated and adapted to socioeconomic changes to ensure its sustainability. The present study aims to measure the elasticity of RGPS pension revenues in relation to GDP. Monthly data were collected from January 1997 to July 2023 for both variables. The historical series were converted into real terms at July 2023 values using the IPCA. These time series were then seasonally adjusted using the Census-X13 method. Consecutively, the stationarity of the time series was determined through unit root tests. In addition to the modified Dickey-Fuller and Phillips-Perron tests, the Vogelsang and Perron and Saikkonen-Lütkepohl tests with endogenous breakdown were also used. The results demonstrated that the series are stationary in first differences. Subsequently, three cointegration tests were carried out: the Engle-Granger test; the Johansen test and the Johansen test with structural break. The results confirmed the cointegration relationship between the time series. Based on the analyzes carried out, the VECM model was used to determine the elasticity between the two variables under study. It was found that pension revenues are elastic in relation to GDP in the long term. To evaluate the characteristics of the result obtained and understand the relationships between the variables, the Granger causality test was carried out, the calculation of restrictions to the VECM, the graphical analysis of the generalized impulse-response functions, the decomposition of the forecast error variance and the graphical analysis resulting from the use of the Cholesky method.

Keywords: Social Security; GDP; Elasticity; Cointegration; VECM.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1

Funções de Impulso-Resposta Generalizada

.....46

Figura 2

Decomposição Histórica usando o método ponderado de Cholesky

.....48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Resultado dos testes de raízes unitárias (1997 a 2023)	39
Tabela 2	Resultado do teste de Cointegração de Engle-Granger	41
Tabela 3	Resultado do Teste de Cointegração de Johansen	41
Tabela 4	Resultado do teste de Cointegração de Johansen – Com Quebra Estrutural	42
Tabela 5	Vetor de Co-integração	42
Tabela 6	Comparativo das Elasticidades-renda de longo prazo da arrecadação previdenciária	43
Tabela 7	Resultado do Teste de Causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade no VECM	44
Tabela 8	Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das r relações de equilíbrio relativas à equação da receita previdenciária	45
Tabela 9	Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das r relações de equilíbrio relativas à equação do Produto Interno Bruto	45
Tabela 10	Resultado do Teste de Causalidade Emparelhado	45
Tabela 11	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de τ_t^{sa}	47
Tabela 12	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de y_t^{sa}	47

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1

PIB a valores de jul./2023 e PIB ajustado sazonalmente (PIB.d11)

.....35

Gráfico 2

Arrecadação Previdenciária a valores de jul./2023 e ajustada sazonalmente

.....35

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 12

1.1 Contextualização do Tema.....	12
1.2 Problema de Pesquisa	13
1.3 Hipóteses da Pesquisa	13
1.4 Objetivos Geral e Específicos.....	14
1.5 Delimitação do Escopo do Estudo	14
1.6 Justificativa do Tema: Relevância.....	15
1.7 Organização do Estudo.....	16

2 REFERENCIAL TEÓRICO 18

2.1 Definição Teórica da Elasticidade-Renda da Arrecadação Previdenciária (ou Elasticidade da Arrecadação Previdenciária em relação ao Produto Interno Bruto – PIB).....	18
2.2 Literatura Aplicada ao Brasil	19
2.2 Contribuição à Literatura	20

3 METODOLOGIA22

3.1 Análise de Estacionariedade	22
3.2 Análise de Co-integração	26
3.2.1 Teste de Cointegração de Engle-Granger Aumentado	26
3.2.2 Teste de Cointegração de Johansen sem Quebra Estrutural	28
3.2.3 Teste de Cointegração de Johansen com Quebra Estrutural.....	29
3.3 Modelo Vetorial Autorregressivo com Mecanismo de Correção de Erros (VECM)	30
3.3.1 Teste de Causalidade de Granger no VECM.....	31
3.3.2 Funções de Impulso-Resposta no VECM	32
3.3.3 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão no VECM	32

4 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS 34

4.1 Fonte da Série Histórica: Extração e Adequação do Banco de Dados.....	34
4.2 Ajuste Sazonal das Séries Temporais	34

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS37

5.1 Análise de Estacionariedade.....	37
5.2 Análise de Co-integração.....	40
5.3 Estimação do Modelo VECM.....	42

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA..... 50

REFERÊNCIAS	53
--------------------------	-----------

APÊNDICES	57
------------------------	-----------

1



1

INTRODUÇÃO

1.1 Contextualização do Tema

A busca pela sustentabilidade da previdência social é um desafio que vem sendo enfrentado por diversos países, inclusive o Brasil. Trata-se de uma discussão complexa envolvendo aspectos econômicos, sociais, jurídicos e políticos. No Brasil, a Previdência Social pode ser classificada em três regimes distintos: o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS) e os Regimes de Previdência Complementar (RPC). Dentre os regimes públicos, o RGPS é o que abrange a maioria dos trabalhadores brasileiros, enquanto os RPPS são os regimes dos servidores públicos e dos militares. Os RPC são regimes privados, que são oferecidos por empresas e instituições financeiras.

O RGPS é um sistema de repartição simples, em que os benefícios são pagos com as contribuições dos trabalhadores em atividade. Isso significa que os trabalhadores que estão contribuindo atualmente estão pagando os benefícios dos aposentados e pensionistas. Contudo, o RGPS vem apresentando déficits financeiros devido a diversos fatores. Pelo lado das despesas temos fatores como o aumento da expectativa de vida concomitante com a redução da taxa de natalidade. Pelo lado das receitas temos fatores como as oscilações históricas do nível de emprego, da formalidade no mercado de trabalho e do crescimento econômico.

Algumas vertentes sociais, econômicas e políticas guardam grande expectativa de que um contínuo crescimento econômico nacional possa suprimir, parcial ou integralmente, as projeções deficitárias crescentes para o RGPS. Nesse contexto, compreender a essência empírica da arrecadação previdenciária é crucial para planejar políticas públicas, ancorar expectativas e referenciar projeções fiscais sobre o futuro da previdência social brasileira.

Uma forma de analisar o quão factível são as expectativas do crescimento econômico sobre a sustentabilidade do RGPS é mensurar

a elasticidade entre ambos. A elasticidade demonstra a relação econômica entre duas variáveis. Ou seja, ela quantifica essas relações e observa os impactos que uma variável pode ter sob a outra.

1.2 Problema de Pesquisa

Tendo em vista a relevância de se compreender o modo como o nível de atividade econômica afeta a arrecadação previdenciária, o presente estudo busca responder ao seguinte questionamento: qual a elasticidade da arrecadação previdenciária do RGPS em relação ao PIB? Pode-se assim compreender o quanto uma variação no PIB impacta a arrecadação previdenciária destinada ao RGPS.

1.3 Hipóteses da Pesquisa

A elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao Produto Interno Bruto (PIB), também conhecida por elasticidade-renda da arrecadação previdenciária, é uma medida que avalia como a arrecadação previdenciária no Brasil variam em resposta às mudanças no PIB. Essa medida é útil para entender a sensibilidade da arrecadação previdenciária em relação ao nível de atividade econômica. Ao se mensurar a elasticidade entre duas variáveis, calcula-se a variação proporcional de uma em relação a outra em um período. Assim, à medida que ocorre uma determinada variação percentual do PIB, a arrecadação previdenciária pode variar em uma proporção menor, igual ou maior que aquela. O presente estudo abordará então as seguintes hipóteses de pesquisa.

A primeira hipótese se baseia no argumento de que a arrecadação previdenciária é elástica em relação ao PIB. Uma elasticidade maior que 1 indicaria que a arrecadação previdenciária é elástica em relação ao PIB, o que significa que as receitas previdenciárias crescem a uma taxa proporcionalmente maior do que o PIB.

A segunda hipótese se baseia no argumento de que a arrecadação previdenciária é inelástica em relação ao PIB. Uma elasticidade menor que 1 indicaria inelasticidade, sugerindo que as receitas previdenciárias crescem a uma taxa proporcionalmente menor do que o PIB.

Por fim, uma terceira hipótese se baseia no argumento de que a arrecadação previdenciária possui elasticidade unitária em relação ao PIB. Sob esse argumento, as receitas previdenciárias crescem a uma taxa proporcionalmente igual ao PIB.

1.4 Objetivos Geral e Específicos

O objetivo geral deste estudo é analisar a relação entre arrecadação previdenciária e nível de atividade econômica por meio da estimação da elasticidade das receitas previdenciárias do RGPS em relação ao PIB. Estudos sobre elasticidades são importantes para a compreensão das estruturas de mercado e seus efeitos sobre os agentes econômicos. As elasticidades podem ser usadas para avaliar o impacto de mudanças de preços sobre o excedente do consumidor e do produtor, bem como para o planejamento governamental. O cálculo da elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao PIB é fundamental para compreender a essência empírica das receitas previdenciárias, formular políticas públicas, ancorar expectativas e referenciar projeções fiscais sobre o futuro da previdência social brasileira.

Para alcançar o objetivo geral descrito, propõe-se como objetivos específicos: (i) consolidar os dados oficiais do PIB e da arrecadação do RGPS a valores de julho de 2023; (ii) averiguar a estacionariedade das séries temporais ajustadas sazonalmente; (iii) caso as séries temporais analisadas apresentem propriedades de estacionariedade em primeiras diferenças, então deve-se avaliar a cointegração entre as séries temporais a fim de se evitar o problema da regressão espúria; (iv) utilizar a abordagem dos modelos vetoriais autorregressivos com mecanismo de correção de erros visando mensurar a elasticidade da arrecadação previdenciária do RGPS em relação ao PIB.

1.5 Delimitação do Escopo do Estudo

O presente estudo encontra-se delimitado da seguinte forma. Em primeiro lugar, a elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao PIB pode ser influenciada por vários fatores, incluindo mudanças demográficas, políticas previdenciárias, taxas de contribuição, níveis de emprego e outras variáveis econômicas e sociais. Entretanto, neste estudo o foco será analisar a sensibilidade da arrecadação previdenciária em relação ao nível de atividade econômica. Em segundo o lugar, não foram objeto deste estudo as receitas referentes aos RPPS dos entes federados, nem aos RPC de nenhuma instituição.

Por sua vez, o RGPS, que é o principal regime previdenciário do Brasil, será analisado neste estudo. O RGPS é de natureza pública, possui caráter contributivo e filiação obrigatória para a maioria da população economicamente ativa. Trata-se de um sistema de

aposentadoria de trabalhadores da iniciativa privada, autônomos e servidores públicos que trabalham em municípios que não possuem RPPS. Ademais, é gerido pelo Instituto Nacional de Seguro Social (INSS), autarquia federal vinculada ao Ministério da Previdência Social.

1.6 Justificativa do Tema: Relevância

A previdência social é um sistema de proteção social que visa garantir o sustento dos indivíduos e famílias em situações de necessidade, como aposentadoria, pensão por morte, auxílio-doença, auxílio-acidente, salário-família e salário-maternidade.

Os estudos sobre a previdência social são importantes por possibilitar a compreensão de seu funcionamento e a identificar pontos fortes e fracos. Isso é essencial para o desenvolvimento de políticas públicas que contribuam para a melhoria do sistema. Também por analisar a efetividade do sistema ao verificar se ele está cumprindo seus objetivos de proteção social e atendendo às necessidades da população. Ademais, identificam desafios e oportunidades e a auxiliam no desenvolvimento de estratégias para o futuro da previdência social.

Ao considerar as contingências econômicas que o setor previdenciário enfrenta no Brasil, a análise da elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao PIB é de extrema relevância para o entendimento do impacto de fatores macroeconômicos sobre o setor previdenciário e vice-versa.

De acordo com o Boletim Estatístico da Previdência Social de setembro de 2023, os valores anuais aproximados da arrecadação líquida do RGPS são de R\$ 536 bilhões de reais e os benefícios pagos são de R\$ 797 bilhões de reais. Assim, correspondem respectivamente a 5,4% e 8,04% do PIB. Além dos impactos econômicos, a relevância do RGPS no aspecto social é ainda mais expressiva. O Brasil possui aproximadamente 55 milhões de contribuintes para o RGPS e 32,7 milhões de beneficiários. Para um país com cerca de 214 milhões de habitantes e uma população economicamente ativa de 107,2 milhões de habitantes, percebe-se a grande influência direta e indireta que o RGPS possui na vida dos brasileiros.

Em síntese, os estudos sobre a previdência social são essenciais para o desenvolvimento de um sistema de previdência social justo, efetivo e que atenda às necessidades da população.

1.7 Organização do Estudo

Este trabalho está estruturado em 7 seções: a primeira traz elementos introdutórios à pesquisa; a segunda realiza a revisão bibliográfica acerca do tema, elencando as bases teóricas do trabalho; a terceira especifica a metodologia da pesquisa; a quarta demonstra o plano amostral, a descrição das variáveis e os tratamentos realizados nas séries temporais; a quinta demonstra e avalia os resultados obtidos na pesquisa; a sexta seção visa apresentar as considerações finais e implicações de políticas da pesquisa e por fim, a última seção apresentará as referências bibliográficas.



?

2

REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Definição Teórica da Elasticidade-Renda da Arrecadação Previdenciária (ou Elasticidade da Arrecadação Previdenciária em relação ao Produto Interno Bruto – PIB)

A elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) é uma medida que expressa a sensibilidade ou responsividade da arrecadação previdenciária às mudanças no PIB. Dito de outra forma, a elasticidade-renda da arrecadação previdenciária mede a sensibilidade da arrecadação previdenciária quando se varia o PIB. Em termos matemáticos, essa elasticidade é definida como sendo a razão entre a variação percentual da arrecadação previdenciária e a variação percentual do PIB. Em outras palavras, ela indica quanto a arrecadação previdenciária varia em resposta a uma mudança percentual no PIB. A fórmula geral para calcular essa elasticidade é dada por:

$$\varepsilon_{PIB}^{RP} = \frac{\Delta\%Receita\ Previdenciária}{\Delta\%PIB} \quad (1)$$

Se a elasticidade for maior que 1 ($\varepsilon_{PIB}^{RP} > 1$), isso indica que a arrecadação previdenciária é elástica em relação ao PIB, ou seja, ela varia em uma proporção maior do que a mudança percentual no PIB. Se a elasticidade for menor que 1 ($\varepsilon_{PIB}^{RP} < 1$), a arrecadação previdenciária é inelástica em relação ao PIB, indicando que ela varia em uma proporção menor do que a mudança percentual no PIB. Por fim, se a elasticidade for igual a um ($\varepsilon_{PIB}^{RP} = 1$), ou seja, elasticidade unitária, isso significa que a arrecadação previdenciária varia em uma proporção igual à mudança percentual do PIB.

A elasticidade da arrecadação previdenciária em relação ao PIB pode ser influenciada por vários fatores, como mudanças na estrutura demográfica da população, taxa de emprego, salários, políticas previdenciárias, entre outros. Por exemplo, se houver um envelhecimento da população, a demanda por benefícios previdenciários pode aumentar, afetando a elasticidade da arrecadação

previdenciária em relação ao PIB. É importante observar que a elasticidade pode variar ao longo do tempo e em diferentes contextos econômicos.

2.2 Literatura Aplicada ao Brasil

Em estudos recentes sobre regimes previdenciários, especialistas têm ressaltado a importância de ajustes dinâmicos nas políticas previdenciárias para lidar com desafios demográficos e econômicos em constante evolução (AFONSO, CARVALHO; 2021). Ademais, destacam também a importância do parâmetro de sensibilidade da arrecadação tributária ao PIB para análises dos efeitos da política fiscal sobre o ciclo econômico (BLANCHARD e PEROTTI, 2020). Estudos como estes destacam a necessidade de uma abordagem adaptativa para assegurar a eficácia e sustentabilidade do RGPS no contexto atual brasileiro.

Marquezini (2018) apresenta uma análise empírica das elasticidades do Produto Interno Bruto (PIB) e da arrecadação previdenciária do Brasil, utilizando a metodologia de cointegração de Engle-Granger. Os resultados mostram que as variações no PIB têm um efeito significativo na arrecadação previdenciária, com uma elasticidade de curto prazo de 0,8 e uma elasticidade de longo prazo de 1,2. Além disso, as mudanças na composição do PIB, como a queda na participação da indústria e o aumento do setor de serviços, afetaram as elasticidades de longo prazo. A metodologia de cointegração de Engle-Granger mostrou-se útil para analisar a relação entre as variáveis e pode ser aplicada em outras análises econômicas.

Casalecchi e Barros (2018) elaboraram a Nota Técnica nº 19 do Instituto Fiscal Independente (IFI). Esta teve como objetivo analisar a sensibilidade da receita governamental em relação ao crescimento econômico, utilizando dados do período de 1997 a 2019. A metodologia utilizada foi a estimação por métodos de cointegração e correção de erro, que permitiu identificar uma queda na elasticidade da receita em relação ao PIB a partir de 2008. Além disso, os resultados mostram que a sensibilidade das receitas tributárias ao crescimento econômico é relativamente alta, com coeficientes entre 1,1 e 1,3. Conclui-se que a queda na elasticidade da receita impõe desafios notáveis em torno da velocidade do processo de consolidação fiscal e que muitos refinamentos das análises são possíveis e desejáveis.

Já Casalecchi e Bacciotti (2021) subscreveram a Nota Técnica N° 16 do IFI. Esta tem como objetivo atualizar as estimativas sobre a

variação da receita pública em resposta a variações do PIB. A metodologia utilizada foi a análise de cointegração e correção de erros, com base em dados trimestrais do período de 2000 a 2020. A elasticidade de longo prazo apurada para as receitas do RGPS foi de 1,06. Esta é a mais alta entre as medidas analisadas. Isso significa que as receitas do RGPS são mais sensíveis às variações do PIB do que as outras medidas de receita analisadas no estudo. Uma hipótese elencada para esse comportamento é que o crescimento do PIB pode vir acompanhado de aumento mais intenso da taxa de formalização no mercado de trabalho.

Em 2020, a Secretaria de Política Econômica (SPE), órgão integrante do então Ministério da Economia, publicou o estudo intitulado Elasticidade-Renda de Longo Prazo da Arrecadação Bruta dos Tributos Federais. Este objetivou calcular a elasticidade-renda de longo prazo dos tributos, individuais e agrupados, para 23 tributos. Ao estimar modelos autorregressivos e de defasagens distribuída (ARDL), os resultados obtidos mostraram que a elasticidade-renda de longo prazo encontrada para as receitas previdenciárias foi de 1,14 para o período de maio de 2019 a agosto de 2020, o que incluía essas receitas entre os tributos que demonstram ser mais sensíveis ao nível de atividade econômica.

2.2 Contribuição à Literatura

O presente estudo contribui à literatura sobre o tema ao realizar um rigoroso procedimento de identificação da ordem de estacionariedade e de co-integração das séries analisadas, levando-se em consideração inclusive a presença de quebras estruturais.



3

3

METODOLOGIA

3.1 Análise de Estacionariedade

Inicialmente, foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron ($\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), os quais 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:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (2)$$

Em (2), \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 $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \overline{MSB} e \overline{MZ}_t^{GLS} , os quais baseiam-se em:

$$\overline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2(2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d)^{-1} \quad (3)$$

$$\overline{MSB} = (T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2)^{1/2} \quad (4)$$

$$\overline{MZ}_t^{GLS} = \overline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \overline{MSB} \quad (5)$$

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 $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \overline{MSB} e \overline{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:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

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 estimados¹. Os resíduos obtidos na equação em (6) são usados para estimar a equação por meio de mínimo quadrados ordinárias:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (7)$$

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 $\lambda = \tau/T$, em que T é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ λ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989),

¹ A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (10): $a_1 = 1$, $\mu_1 \neq 0$, $\mu_2 \neq 0$ e $a_2 = \mu_3 = 0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $|a_1| < 1$, $a_2 \neq 0$, $\mu_2 \neq 0$, $\mu_3 \neq 0$ e $\mu_1 = 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a equação em (7) 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 ($p_{máximo}$), 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 (8):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

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 Análise de Co-integração

Caso os resultados dos testes de raízes unitárias indiquem, conjuntamente, com as séries analisadas apresentam estacionariedade em primeiras diferenças, isto é, séries integradas de primeira ordem, $I(1)$, então o passo seguinte é testar co-integração a fim de evitar o problema da regressão espúria. Três testes de co-integração serão implementados.

3.2.1 Teste de Cointegração de Engle-Granger Aumentado

O Teste de Engle-Granger e o Teste de Engle-Granger aumentado (ENGLE; GRANGER, 1987) é um procedimento de três passos feito para apenas uma única equação econométrica: (i) aplica-se os testes de raízes unitárias sobre as séries temporais individualmente em um sistema bivariado (isto é, sistema com apenas duas variáveis), para verificar se são realmente $I(1)$; (ii) sendo as variáveis $I(1)$, a equação de equilíbrio é estimada via mínimos quadrados

ordinários em nível. Ao estimar a relação de longo prazo, obtenha o termo de resíduos $\hat{\varepsilon}_t$; (iii) ao final, o teste de Dickey-Fuller ou teste de Dickey-Fuller aumentado é aplicado sobre os resíduos da equação de equilíbrio estimada via MQO em nível. Se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada, as variáveis não serão co-integradas. Por outro lado, se essa hipótese nula for rejeitada, a série de resíduos é estacionária em nível – $I(0)$ – implicando que as variáveis são co-integradas, pois os resíduos são estacionários. Portanto, faça o teste de raiz unitária nos resíduos estimados usando o procedimento ADF:

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \alpha\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1}\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + u_t \quad (9)$$

A não rejeição de $H_0: \alpha = 0$ implica que os resíduos têm raiz unitária, de modo que as variáveis não co-integram. Se a hipótese nula for rejeitada, esses resíduos poderão ser usados para estimar o modelo de correção de erros.

O teste de Engle-Granger e o teste de Engle-Granger aumentado são aplicados da seguinte forma. Em primeiro lugar, estima-se uma regressão econométrica estática como em (1), obtém-se os termos de erros residuais. Em seguida, aplica-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller na série temporal do termo de erro residual. É preciso, no entanto, uma precaução. Como os $\hat{\varepsilon}_t$ estimados se baseiam no parâmetro co-integrante estimado $\hat{\beta}_2$, os valores críticos de significância de DF e ADF não são apropriados. Engle e Granger (1987) calcularam esses valores críticos. Por isso, os testes DF e ADF, no presente contexto, são conhecidos como teste de Engle-Granger ou teste de Engle-Granger aumentado. Outra alternativa é utilizar o procedimento de Mackinnon (1991) *apud* Bueno (2011, p. 246-247), pois abarca todos os tamanhos de amostra, e a tabela depende do número de observações e de variáveis endógenas, assim como da existência ou não de constante e tendência linear.

A limitação do Teste de Engle-Granger é clara: o modelo verdadeiro deve ter apenas uma relação co-integrante (SANTOS, 2017, p. 184). Em vista disso, outras duas abordagens econométricas são utilizadas visando analisar a relação de co-integração entre as séries analisadas, mas desta vez por meio de uma abordagem multivariada.

3.2.2 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:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

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 co-integração 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 (10) 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 Co-integração 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:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), H_0: r \leq r_0 \quad (11)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{i=r_0+1}), H_0: r = r_0 \quad (12)$$

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 simplesmente referidos 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 específicos do presente estudo.

3.2.3 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.

3.3 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 co-integradas é a possibilidade da estimação das elasticidades de longo prazo entre elas. Especificamente na equação co-integrante, 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**.

3.3.1 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:

$$\Delta y_t = \alpha_y \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{y_{t-1} - \beta x_{t-1}} \right) + \phi_y \Delta y_{t-1} + \phi_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (13)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{y_{t-1} - \beta x_{t-1}} \right) + \phi_y \Delta y_{t-1} + \phi_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (14)$$

Em um Mecanismo de Correção de Erros (MCE) $\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{y_{t-1} - \beta x_{t-1}} \right)$, 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 (14), 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.

3.3.2 Funções de Impulso-Resposta no VECM

Segundo, utiliza-se a função de impulso-resposta generalizada (FIRG). Ressalta-se que o principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (Ewing, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada, que 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.

3.3.3 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão no VECM

Terceiro, 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).



4

4

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

4.1 Fonte da Série Histórica: Extração e Adequação do Banco de Dados

No presente estudo foram utilizados dados mensais do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro e da arrecadação líquida destinada ao Regime Geral da Previdência Social (RGPS), abrangendo o período de janeiro de 1997 a julho de 2023.

A série temporal da estimativa mensal de PIB foi extraída do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), gerido pelo Banco Central do Brasil (BC), sendo obtida a partir dos dados oficiais de PIB, nas frequências trimestral e anual, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Já os dados da arrecadação líquida destinada ao RGPS foram extraídos do Boletim Resultado do Tesouro Nacional (RTN) de julho de 2023. Este é elaborado e publicado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), órgão do Ministério da Fazenda.

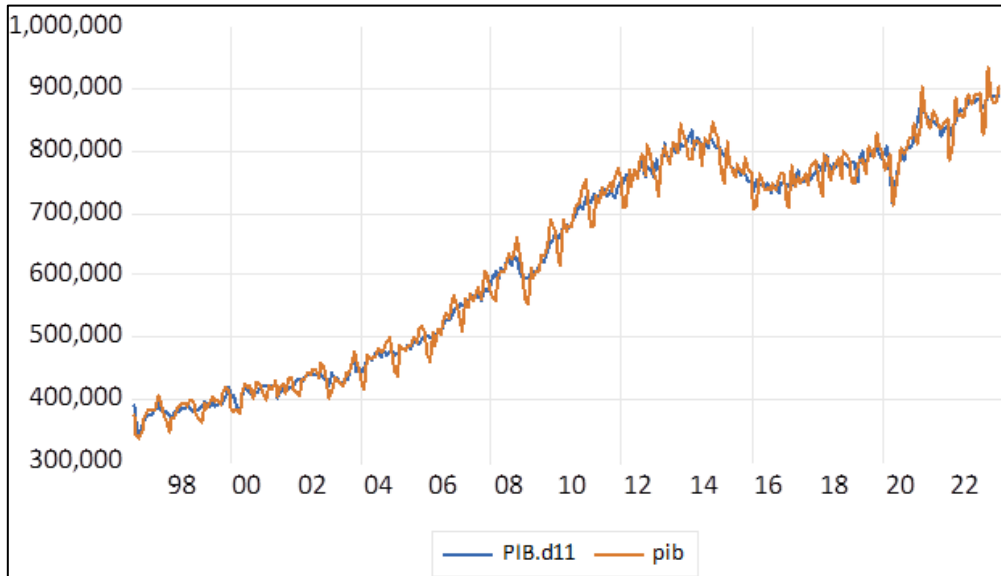
Ambas as séries temporais foram convertidas em termos reais usando a série histórica do IPCA e, em seguida, convertidas em termos de logaritmos naturais, a fim de que os coeficientes estimados possam ser interpretados como elasticidades.

4.2 Ajuste Sazonal das Séries Temporais

Os dados foram ajustados sazonalmente pelo método Census X-13. Este é um algoritmo de ajuste sazonal desenvolvido pelo *Bureau of the Census* dos Estados Unidos. Ele é usado para ajustar séries temporais de dados econômicos, demográficos e outros para remover a sazonalidade e revelar as tendências subjacentes. É baseado no modelo ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), que é um modelo estatístico que descreve a relação entre os valores de uma série temporal e seus valores anteriores. O modelo X-13 estende o modelo ARIMA para incluir componentes sazonais. O método Census X-13 é um método não paramétrico, o que significa que não assume nenhum formato específico para a série temporal. Isso o torna um método

versátil que pode ser usado para ajustar uma ampla variedade de séries temporais quanto a sazonalidade.

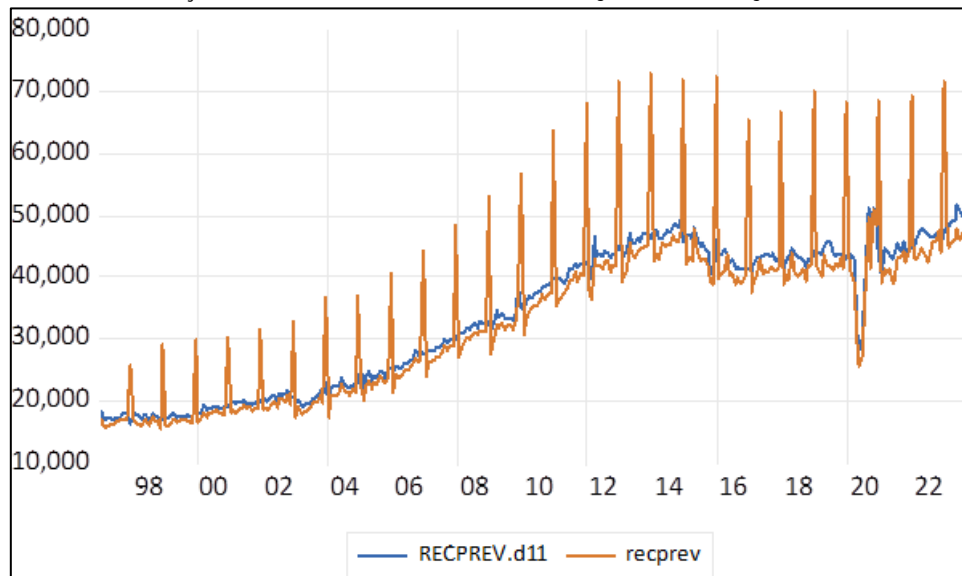
Gráfico 1: PIB a valores de jul./2023 e PIB ajustado sazonalmente (PIB.d11).



R\$ em milhões de reais. Período de 01/1997 a 07/2023.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Gráfico 2: Arrecadação Previdenciária a valores de jul./2023 e ajustada sazonalmente.



R\$ em milhões de reais. Período de 01/1997 a 07/2023.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da Secretaria do Tesouro Nacional.



5

5

ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Análise de Estacionariedade

Foram realizados testes de raiz unitária do logaritmo natural das séries temporais em estudo. O objetivo dos testes de raiz unitária é determinar se uma série temporal é estacionária ou não. Uma série temporal é dita estacionária se sua média, variância e autocorrelação não mudam ao longo do tempo. A presença de uma raiz unitária pode causar problemas na inferência estatística, pois pode levar a estimativas viesadas e ineficientes.

Dessa forma, aplicou-se testes de estacionariedade tanto lineares quanto com quebras estruturais. Os resultados dos testes de raiz unitária foram consolidados na Tabela 1 abaixo. Nesta, a variável y_t^{sa} é o logaritmo natural do PIB mensal, em termos reais e ajustado sazonalmente. Já a variável τ_t^{sa} é o logaritmo natural da arrecadação previdenciária em termos reais e ajustada sazonalmente.

A análise dos resultados dos testes sem quebra estrutural expressa que tanto a série temporal do PIB brasileiro quanto a da arrecadação previdenciária são não estacionárias em nível e em primeiras diferenças. Os valores encontrados nas estatísticas de teste são menos negativos que os valores críticos correspondentes. Assim, não rejeitamos a hipótese nula (H_0) de que $\delta = 0$ e concluímos que as séries temporais testadas são não-estacionárias.

Os resultados dos testes com quebra estrutural demonstram que tanto a série temporal do PIB brasileiro quanto a da arrecadação previdenciária são não estacionárias em nível, porém são estacionárias em primeiras diferenças. Note que para o PIB em primeira diferença (Δy_t^{sa}), ambos os testes indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%.

Já para a arrecadação previdenciária em primeira diferença ($\Delta \tau_t^{sa}$), o teste de Vogelsang e Perron (1998) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%. Já o teste de Saikkonen-Lütkepohl (2002) indica que coeficientes estimados são

estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 5% para o modelo com constante e tendência determinística.

Tabela 1: Resultado dos testes de raízes unitárias (1997 a 2023).

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		ADF^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
y_t^{sa}	C	1,83	2,01	6	<i>Inovational Outlier</i>	2014:12	-4,04 (12 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:04	-1,66 (2 lags)
y_t^{sa}	C,T	-1,29	-1,21	6	<i>Inovational Outlier</i>	2009:05	-3,60 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:04	-1,17 (2 lags)
Δy_t^{sa}	C	-0,16	0,89	16	<i>Inovational Outlier</i>	1998:02	-21,68 (0 lags) ^(a)	<i>Rational shift</i>	2020:05	-4,15 (2 lags) ^(a)
Δy_t^{sa}	C,T	-2,23	0,07	16	<i>Inovational Outlier</i>	1997:06	-22,77 (0 lags) ^(a)	<i>Rational shift</i>	2020:05	-4,60 (2 lags) ^(a)
τ_t^{sa}	C	1,56	1,64	6	<i>Inovational Outlier</i>	2015:04	-3,58 (12 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:07	-1,67 (2 lags)
τ_t^{sa}	C,T	-1,23	-1,18	6	<i>Inovational Outlier</i>	2009:10	-3,58 (6 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:07	-0,96 (2 lags)
$\Delta \tau_t^{sa}$	C	-0,42	-0,34	16	<i>Inovational Outlier</i>	1997:12	-21,99 (0 lags) ^(a)	<i>Rational shift</i>	2020:06	-2,34 (2 lags)
$\Delta \tau_t^{sa}$	C,T	-1,64	-0,24	16	<i>Inovational Outlier</i>	1997:12	-21,98 (0 lags) ^(a)	<i>Rational shift</i>	2020:06	-3,50 (2 lags) ^(b)

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

Nota:

1 – “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 16 defasagens. Δ é o operador em primeiras diferenças. 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 mensais incluídas: 319 (amostra: 1997 a 2023).

2 – Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,57 (1%), -1,94 (5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,47 (1%), -2,91 (5%) e -2,60 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste \overline{MZ}_t^{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 e tendência determinística/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%), -5,17 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,06 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipos de quebra: *innovational outlier* e *additive outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Schwarz.

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*, *Exponential Shift* e *Impulse dummy*.

Dessa forma, foi alcançado o segundo objetivo específico da pesquisa: averiguar a estacionariedade das séries temporais ajustadas sazonalmente. Em complemento, fez-se um resgata sintético dos principais eventos socioeconômicos dos anos que ocorreram quebras estruturais, a fim de propiciar uma melhor compreensão dos resultados dos testes:

- 1997: Ocorreu a “crise econômica asiática”, com a desvalorização do *baht* tailandês. A crise se espalhou para outros países da Ásia, como Indonésia, Coréia do Sul e Malásia. O PIB brasileiro foi de 3,39% e o IPCA foi de 5,22%.
- 1998: Último ano do 1º mandato de Fernando Henrique Cardoso. O PIB brasileiro foi de 0,34% e o IPCA foi de 1,65%. Neste ano houve desvalorização do Real e dos preços das *commodities* influenciados por uma forte crise financeira na Rússia.
- 2009: A “crise do *subprime*” ou crise da bolha imobiliária nos EUA iniciou em 2008 e espalhou globalmente em 2009. O PIB brasileiro foi de -0,13% e o IPCA foi de 4,31%.
- 2014: Último ano do 1º mandato de Dilma Rousseff. O PIB brasileiro foi de 0,5% e o IPCA foi de 6,41%. O ano foi caracterizado por uma elevação na taxa SELIC, crise na Ucrânia, o declínio dos preços das *commodities* e o aumento dos juros nos Estados Unidos.
- 2015: Primeiro ano do 2º mandato de Dilma Rousseff. O PIB brasileiro foi de -3,55% por uma combinação de fatores, incluindo nova queda dos preços das *commodities*, uma crise política (início do processo de *impeachment*) e a desaceleração da economia global. O IPCA foi de 10,67%.
- 2020: Pandemia global do vírus SARS-CoV-2, causador da Covid-19. O PIB brasileiro foi de -3,88% e o IPCA foi de 4,52%.

5.2 Análise de Co-integração

Posteriormente foram realizados testes de cointegração nas séries temporais em estudo. Estes são utilizados em econometria para verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre duas ou mais variáveis. A cointegração é uma propriedade importante de séries temporais econômicas, pois permite que modelos econométricos mais sofisticados sejam estimados. Por exemplo, modelos de correção de erro (MCE) são baseados na premissa de que as séries temporais co-integradas tendem a retornar a seu equilíbrio de longo prazo após serem perturbadas. Assim, foram efetuados três

testes de cointegração: o teste de Engle-Granger; o teste de Johansen e o teste de Johansen com quebra estrutural.

Os resultados dos testes de cointegração foram consolidados nas Tabelas 2, 3 e 4 a seguir. Em relação ao Teste de Cointegração de Engle-Granger, cujos resultados encontram-se reportados na Tabela 2, observa-se ausência de co-integração das séries aqui analisadas.

Tabela 2: Resultado do teste de Cointegração de **Engle-Granger**.

Dependente	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
y_t^{sa}	-1,991485	0,5333	-10,84692	0,3104
τ_t^{sa}	-2,049882	0,5028	-11,31108	0,2862

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: (*) significa valores-p definidos em MacKinnon (1996).

Entretanto, em face das limitações do Teste de Engle-Granger, procedeu-se à aplicação do Teste de Co-integração de Johansen, conforme descrito na Tabela 3. Os resultados do Teste do Traço e do Teste do Autovalor Máximo indicam a existência de uma equação de co-integração ao nível de significância estatística de 1%.

Tabela 3: Resultado do Teste de Cointegração de Johansen

H_0	H_1	Autovalores	Estatística	Valores Críticos	Valor-p
Teste do Traço					
$r = 0$ Nenhum	$r \geq 0$	0,096948	33,88452 ^(a)	15,49471	0,0000
$r \leq 1$ No máximo 1	$r \geq 1$	0,005920	1,864392	3,841465	0,1721
Teste do Autovalor Máximo					
$r = 0$ Nenhum ^(a)	$r = 0$	0,096948	32,02012 ^(a)	14,26460	0,0000
$r \leq 1$ No máximo 1	$r = 1$	0,005920	1,864392	3,841465	0,1721

Fonte: Elaborado pelo autor.

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 co-integração ao nível de significância de 1%.

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

Mas a análise de co-integração precisa levar em consideração as quebras estruturais que foram identificadas no procedimento anterior de análise de estacionariedade. Em vista disso, ao aplicar o Teste de Co-integração de Johansen, em presença de quebra estruturais, os resultados confirmaram novamente que as séries co-integram, conforme reportado na Tabela 4. Os resultados do teste indicam que a hipótese nula de não cointegração é rejeitada para 1 (uma) relação de

cointegração. O valor da estatística Traço é 122,13, com p-valor de 0,000. Portanto, com base nos resultados do teste, pode-se concluir que existe 1 relação de cointegração entre as séries temporais. Essa relação significa que, no longo prazo, as duas variáveis tendem a se mover juntas.

Tabela 4: Resultado do teste de Cointegração de **Johansen – Com Quebra Estrutural**.

R0	LR	Valor-p	90%	95%	99%
0	122,13 ^(a)	0,0000	33,31	36,34	42,48
1	8,86	0,5553	16,13	18,46	23,38

Fonte: Elaborado pelo autor.

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: 1997M12; 2ª Quebra: 2020M05.

Em resumo, os testes de co-integração de Johansen (sem e com quebra estrutural) implementados demonstram, conjuntamente, a existência de cointegração entre as séries temporais analisadas.

5.3 Estimação do Modelo VECM

Para apurar a elasticidade-renda da arrecadação previdenciária, utilizou-se o modelo VECM, cujos resultados estimados encontram-se reportados no Apêndice desse estudo, Tabela A.1. Entretanto, a Tabela 5 a seguir reporta os resultados da estimação do vetor de co-integração:

Tabela 5: Vetor de Co-integração

Equação Co-integrante	Arrecadação Previdenciária (τ_{t-1}^{sa})	PIB (y_{t-1}^{sa})	Constante
Coefficiente	1,000000	-1,278737	6,666028
Erro-Padrão		(0,02039)	
Estatística-t		[-62,7265] ^(a)	

Fonte: Elaborado pelo autor.

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 equação de co-integração que aborda a relação entre arrecadação previdenciária e PIB pode ser escrita da seguinte forma no período t :

$$\tau_t^{sa} = -6,666028 + 1,278737y_t^{sa} \quad (15)$$

Na equação (15), percebe-se que, no longo prazo, o aumento de 1% do PIB impacta em um aumento de 1,27% na arrecadação da receita previdenciária. Ou seja, constatou-se a hipótese 1 da pesquisa que estimava que a arrecadação previdenciária é elástica em relação ao PIB. Constata-se assim que, para o longo prazo, a arrecadação previdenciária varia em uma proporção maior à variação do PIB para o período analisado. Atinge-se assim o quarto objetivo específico: mensurar a elasticidade da arrecadação líquida do RGPS em relação ao PIB.

A Tabela 6 a seguir compara o resultado da elasticidade-renda da arrecadação previdenciária obtida neste estudo em relação aos resultados obtidos nos estudos anteriores. Observa-se que, ao aplicar um procedimento econométrico mais rigoroso e robusto, encontra-se evidências de que a arrecadação previdenciária é elástica em relação ao nível de atividade econômica, em comparação aos outros resultados obtidos na literatura especializada, os quais apontaram para uma elasticidade-renda da arrecadação previdenciária unitária.

Diversos fatores podem explicar esse resultado. Mas sabe-se que a arrecadação previdenciária depende crucialmente da massa salarial da economia. Entre os anos de 2017 a 2022, entretanto, constatou-se uma intensificação do processo de reformas estruturais e microeconômicas para estimular o crescimento econômico sustentável. Dentre essas reformas, destacam-se a reforma trabalhista e as reformas microeconômicas para a melhoria do ambiente de negócios. Assim, provavelmente, essa elasticidade positiva pode estar refletindo os efeitos dessas reformas no mercado de trabalho.

Tabela 6: Comparativo das Elasticidades-renda de longo prazo da arrecadação previdenciária.

Estudos	Marquezini (2018)	SPE (2020)	Casalecchi e Bacciotti (2021)	Este Estudo (2023)
Elasticidade de Longo Prazo	1,13	1,14	1,06	1,28

Fonte: Elaboração própria.

O teste de causalidade de Granger é um teste de hipótese simples que verifica se a inclusão de uma variável na equação de regressão de outra variável melhora o ajuste da regressão. Em outras palavras, o teste de causalidade de Granger 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).

Os resultados apurados para a causalidade de Granger no curto prazo estão consolidados conforme Tabela 7, os quais mostram que a arrecadação previdenciária Granger-causam unidirecionalmente o PIB ao nível de significância de 10%.

Tabela 7: Resultado do Teste de Causalidade de Granger/Bloco Exogeneidade no VECM

Hipótese Nula	Estatística de Teste	Graus de Liberdade	Direção da Causalidade
y_{t-1}^{sa} não Granger-causa τ_{t-1}^{sa}	0,126180 (0,7224)	1	$y_{t-1}^{sa} \rightarrow \tau_{t-1}^{sa}$
τ_{t-1}^{sa} não Granger-causa y_{t-1}^{sa}	2,820493 ^(c) (0,0931)	1	$\tau_{t-1}^{sa} \rightarrow y_{t-1}^{sa}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

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.

Em relação à segunda fonte de causalidade de Granger, que é relacionada ao longo prazo, em um modelo de correção de erros, o mais apropriado para avaliar o grau de exogeneidade entre as variáveis dependentes e, assim, a relação de causalidade entre elas, é trabalhar com os conceitos de exogeneidade fraca e forte, definidos em Engle, Hendry e Richard (1983) e Ericsson (1994). A exogeneidade fraca em sistemas co-integrados corresponde a certas “zero restrições” sobre a matriz de parâmetros de ajustamento α , podendo, assim, ser testada. 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 co-integrado, $\{y_t\}$ 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.

Os resultados reportados nas Tabelas 8 e 9 a seguir confirmam a existência de relação de bi-causalidade de Granger de longo prazo nesse sistema bivariado a partir da verificação da significância estatística das velocidades de ajustamento das relações de equilíbrio.

Tabela 8: Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das r relações de equilíbrio relativas à equação da receita previdenciária.

Equação Coíntegrante	CointEq1
τ_{t-1}^{sa}	-25.63904
y_{t-1}^{sa}	34.40113
Constante	-192.4210

Estatística Qui-Quadrado 21,63016^(a)

Valor-p 0,000003

Fonte: elaborado pelo autor.

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.

Tabela 9: Teste de restrição sobre a velocidade de ajustamento das r relações de equilíbrio relativas à equação do Produto Interno Bruto

Equação Coíntegrante	CointEq1
τ_{t-1}^{sa}	-26.64546
y_{t-1}^{sa}	33.50008
Constante	-169.9972

Estatística Qui-Quadrado 5,477077^(a)

Valor-p 0,019267

Fonte: Elaborado pelo autor.

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.

Por fim, como o Teste de Causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens, na Tabela 10 a seguir esse teste é implementado apenas no par das variáveis em primeiras diferenças, considerando as defasagens de 1 a 5, e os resultados obtidos, os quais são mais intuitivos sob o aspecto econômico, mostram que o PIB Granger-cause a receita previdenciária ao nível de significância de 1%, divergindo, portanto, dos resultados reportados na Tabela 7.

Tabela 10: Resultado do Teste de Causalidade Emparelhado

Hipótese Nula	Estatística do Teste de Causalidade de Granger Emparelhado					Direção da Causalidade
	1 lag	2 lags	3 lags	4 lags	5 lags	
$\Delta\tau_{t-1}^{sa}$ não Granger-cause Δy_{t-1}^{sa}	1,89986 (0,1691)	0,58931 (0,5553)	0,89865 (0,4422)	0,80123 (0,5252)	0,73865 (0,5950)	$\Delta\tau_{t-1}^{sa} \leftrightarrow \Delta y_{t-1}^{sa}$
Δy_{t-1}^{sa} não Granger-cause $\Delta\tau_{t-1}^{sa}$	20,5670 ^(a) (8e ⁻⁰⁶)	12,6991 ^(a) (5e ⁻⁰⁶)	9,29340 ^(a) (7e ⁻⁰⁶)	7,77562 ^(a) (6e ⁻⁰⁶)	8,03395 ^(a) (4e ⁻⁰⁷)	$\Delta y_{t-1}^{sa} \rightarrow \Delta\tau_{t-1}^{sa}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

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.

Portanto, enquanto os resultados das Tabelas 8 e 9 apontam uma relação de bi-causalidade de Granger entre as variáveis no longo prazo, a Tabela 10 aponta uma relação de causalidade de Granger unidirecional do PIB para a receita previdenciária no curto prazo.

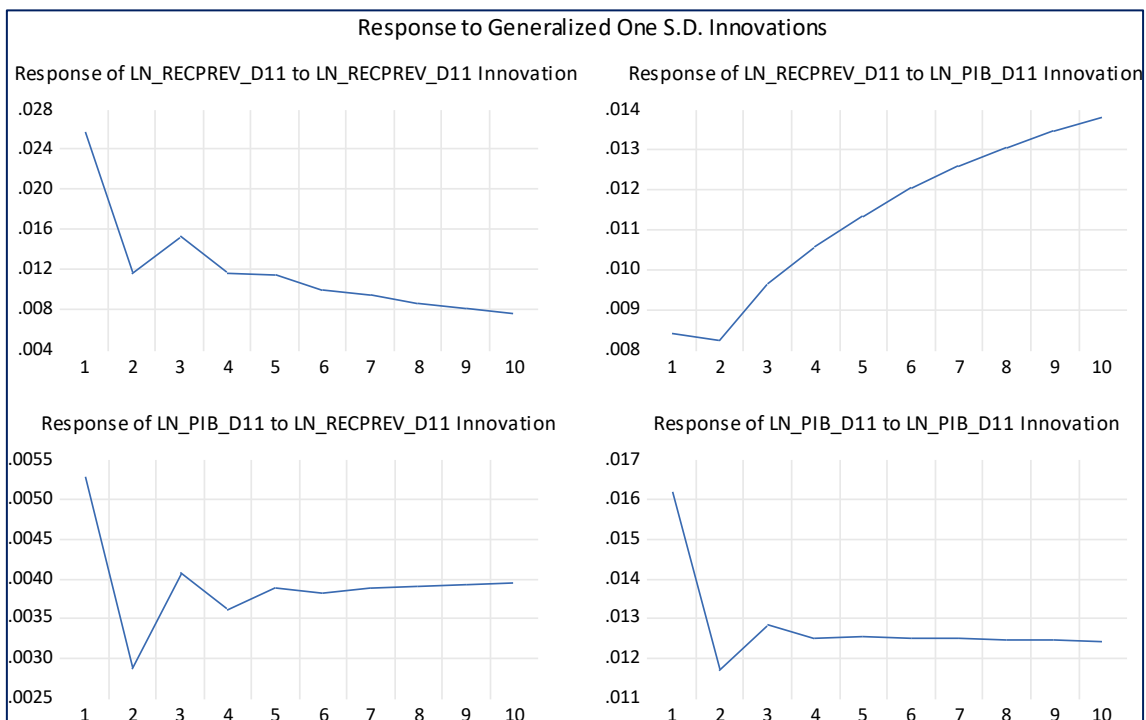
A função de impulso-resposta mostra como uma variável se comporta após um choque em outra variável do sistema. Esse choque pode ser causado por qualquer variável do sistema, incluindo a própria

variável que está sendo analisada. Os resultados da função de resposta a impulso permitem avaliar como o choque afetará a variável no curto e no longo prazo.

Em um contexto de modelagem de vetores autorregressivos – VAR, é importante verificar como uma variável responde a um choque em outra variável, assumindo que todas as outras variáveis permanecem constantes. Essa análise permite verificar se o choque tem um efeito positivo ou negativo sobre a variável resposta.

Para os gráficos constantes da Figura 1, depreende-se que choques nas receitas previdenciárias sobre o PIB ou sobre elas mesmas apresentam um decréscimo com posterior tendência de estabilidade. A mesma observação é feita quando há um choque no PIB sobre ele mesmo. Porém, chama a atenção a resposta de um choque sobre a série temporal do PIB sobre as receitas previdenciárias. O gráfico constante no quadrante direito superior da Figura 1 demonstra uma ascensão da variável receitas previdenciárias iniciadas no segundo período após o choque e que permanece observável mesmo após dez períodos.

Figura 1: Funções de Impulso-Resposta Generalizada



Fonte: Elaborado pelo autor.

A decomposição da variância do erro de previsão é outra ferramenta que pode ser usada para interpretar os resultados de modelos VAR. Ela fornece informações sobre o quanto a variação de uma variável pode ser explicada por seus próprios valores passados e por outras variáveis. Essa ferramenta é útil para avaliar a importância relativa dos choques internos e externos para uma variável. A análise das tabelas 11 e 12 demonstram os valores da decomposição da variância do erro de previsão para as variáveis receitas previdenciárias do RGPS e PIB.

Tabela 11: Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de τ_t^{sa}

Período	S.E.	τ_t^{sa}	y_t^{sa}
1	0,025783	100,0000	0,000000
2	0,028649	97,30690	2,693101
3	0,032832	95,69850	4,301498
4	0,035548	92,23590	7,764104
5	0,038199	88,81557	11,18443
6	0,040567	84,84720	15,15280
7	0,042844	80,87402	19,12598
8	0,045032	76,87642	23,12358
9	0,047165	73,01841	26,98159
10	0,049253	69,33574	30,66426

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 12: Decomposição da Variância dos Erros de Previsão de y_t^{sa} .

Período	S.E.	τ_t^{sa}	y_t^{sa}
1	0,016181	10,65643	89,34357
2	0,019981	9,062574	90,93743
3	0,023754	9,351890	90,64811
4	0,026841	9,138954	90,86105
5	0,029627	9,218280	90,78172
6	0,032156	9,236977	90,76302
7	0,034493	9,301554	90,69845
8	0,036676	9,358271	90,64173
9	0,038731	9,420913	90,57909
10	0,040678	9,480430	90,51957

Fonte: Elaborado pelo autor.

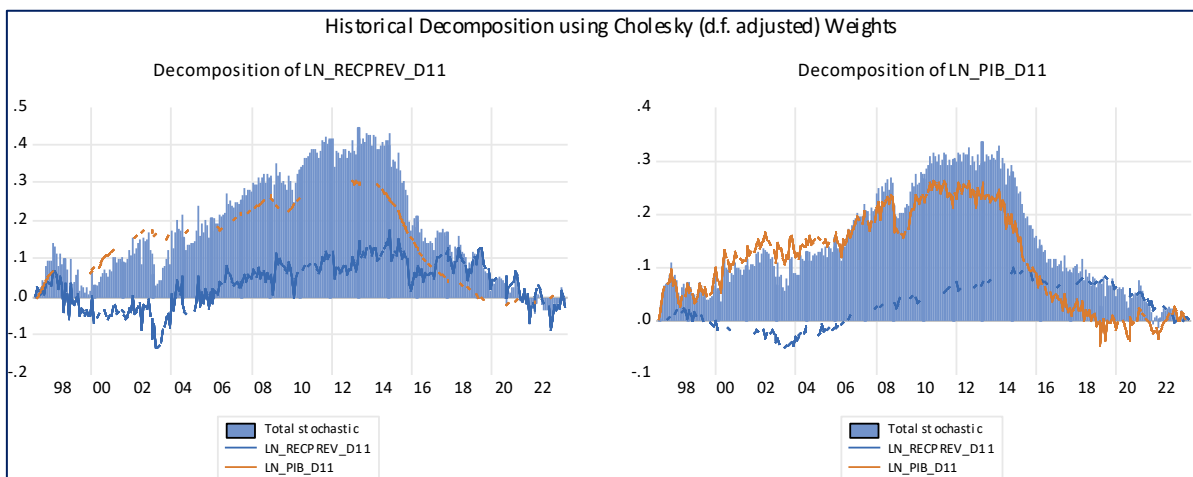
Os resultados demonstram a proporção da variação total de cada variável devido a um choque individual. Por isso a soma dos valores obtidos para as colunas (RecPrev) e (PIB) para um dado período é 100%. Os resultados remetem aos gráficos constantes na Figura 1.

Conforme Tabela 11, após dez períodos (meses) da ocorrência de um choque nas receitas previdenciárias, cerca de 69,33% do comportamento desta variável decorre dela mesma e aproximadamente 30,66% decorrem do PIB.

Conforme Tabela 12, após dez períodos (meses) da ocorrência de um choque no PIB, 90,52% do comportamento desta variável decorre dela mesma e, de modo complementar, aproximadamente 9,48% decorre das receitas previdenciárias do RGPS.

A interpretação dos dados obtidos da decomposição da variância do erro de previsão pode ser complementada pela análise gráfica resultante da utilização do método de Cholesky, conforme obtido na Figura 2 abaixo. O método de Cholesky é um método eficiente para decompor matrizes simétricas positivas definidas. Ele é frequentemente usado em aplicações onde é necessário resolver sistemas lineares, estimar modelos econométricos ou analisar séries temporais.

Figura 2: Decomposição Histórica usando o método ponderado de Cholesky.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Os gráficos demonstram a decomposição do logaritmo natural das séries temporais ajustadas sazonalmente das variáveis arrecadação previdenciária e PIB, respectivamente. As barras em azul demonstram o total do componente estocástico (aleatório), cujo valor para cada período é a soma da participação de cada uma das duas variáveis analisadas. O gráfico de decomposição de cada uma das variáveis em estudo permite compreender o comportamento do componente estocástico em conjunto os componentes tendencial e cíclico, bem como visualizar as proporções/ponderações de cada série temporal no total estocástico.

6

6

**CONSIDERAÇÕES FINAIS E
IMPLICAÇÕES DE POLÍTICA**

O presente estudo teve como objetivo mensurar a elasticidade da arrecadação previdenciária vinculada ao RGPS em relação ao PIB. Após a devida apuração das séries temporais e testes econométricos, encontrou-se uma elasticidade de 1,278. Esse resultado remete a uma relação elástica da arrecadação previdenciária ao PIB. Isso significa dizer que, para o longo prazo, um aumento do PIB remete a um aumento proporcionalmente maior nas receitas vinculadas ao RGPS.

A análise da elasticidade da arrecadação do RGPS em relação ao PIB tem implicações importantes para a política fiscal brasileira, pois indica como a arrecadação previdenciária varia em relação ao crescimento da economia. Se a elasticidade apurada é alta, significa que a arrecadação cresce mais do que proporcionalmente ao PIB. Isso seria positivo para o governo, pois permite aumentar a arrecadação sem aumentar as alíquotas e/ou o tempo de contribuição. Por outro lado, se a elasticidade apurada é baixa, significa que a arrecadação cresce menos do que proporcionalmente ao PIB. Isso seria negativo para o governo, pois limita a capacidade de arrecadação e pode exigir aumento da carga tributária para manter o equilíbrio fiscal.

Num contexto de busca da sustentabilidade financeira do sistema de previdência social, um crescimento econômico de longo prazo pode contribuir através do aumento da arrecadação previdenciária. Ao entender empiricamente como essas duas fundamentais variáveis econômicas (PIB e arrecadação previdenciária) se relacionam, abre-se caminho para estudos futuros buscarem a interpretação sobre o porquê elas possuem essa natureza de correlação.

Algumas hipóteses para que a arrecadação previdenciária seja elástica ao PIB são: (i) com o crescimento econômico, há uma tendência de maior participação dos salários no total do PIB; (ii) a redução da informalidade no mercado de trabalho aumenta a quantidade de contribuintes; (iii) o crescimento econômico advindo de um aumento da produtividade eleva o montante pago pelos contribuintes.

Mesmo considerando as diferenças metodológicas e de período, um relevante aspecto observado foi que a elasticidade apurada no

presente estudo foi superior àquelas apuradas em estudos anteriores. O Brasil passou por uma reforma trabalhista (BRASIL, 2017) com o objetivo de desburocratizar as contratações de mão de obra e assim, fomentar a geração de empregos formais. No Brasil, a adesão a um regime previdenciário público é compulsória para os trabalhadores formais. Nesse contexto, há uma relação jurídica com implicações econômicas entre nível de empregos e arrecadação previdenciária. Abre-se caminho para apurar empiricamente a relação entre os níveis de emprego e de atividade econômica. Sugere-se ainda tal estudo possa apurar o impacto da reforma trabalhista ocorrida em 2017 sobre as receitas previdenciárias atinentes ao RGPS.

Por fim, o presente estudo contribui com a literatura ao promover uma avaliação atual da arrecadação previdenciária, especialmente após a reforma da previdência social de 2019 (BRASIL, 2019) e a Pandemia de Covid-19 em 2020. Para uma análise de longo prazo, esses dois acontecimentos são recentes. Dado que a previdência social é uma política pública perene, estudos, inferências e projeções devem ser contínuas a fim de englobar informações socioeconômicas novas e relevantes.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

AFONSO, L. E.; CARVALHO, J. V. DE F. Show do trilhão no RGPS? Quantificando os aspectos fiscais e distributivos da reforma da previdência do governo Bolsonaro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 75, n. 2, p. 116–148, abr. 2021.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical investigation of the dynamic effects of shocks to government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 110, p. 1-33, 2002.

BRASIL. Constituição (1988). **Emenda n. 103. Altera o sistema de previdência social e estabelece regras de transição e disposições transitórias**. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, ano 157, n. 221-A, p. 1, 12 nov. 2019.

BRASIL. Lei nº 13.467, de 13 de julho de 2017. **Altera a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), aprovada pelo Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943, e as Leis n.º 6.019, de 3 de janeiro de 1974, 8.036, de 11 de maio de 1990, e 8.212, de 24 de julho de 1991, a fim de adequar a legislação às novas relações de trabalho**. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, ano 154, n. 134, p. 1-7, 14 jul. 2017.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2ª edição, revista e atualizada. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CASALECCHI, A.R.C.; BARROS, G.L. **A variação da receita em resposta à atividade econômica. Nota Técnica IFI nº 2018/19**. Brasília: IFI, 2018.

CASALECCHI, A.R.C.; BACCIOTTI, R.R.M. **A elasticidade da receita em relação ao PIB**. Nota Técnica IFI nº 2021/16. Brasília: IFI, 2021.

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, nº 4, 1981.

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

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

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. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1062976902001473>. Acesso em: 07 jan. 2024.

GRANGER, Clive William John. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912791>. Acesso em: 07 jan. 2024.

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.

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.

MARGARIDO, M. A. **Elasticidade PIB – Desemprego no Estado de São Paulo: uma aplicação do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)**. In MACHADO, João Victor et al. XVI Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia. 2018.

MARQUEZINI, A.C.G. **Análises das Elasticidades do Produto Interno Bruto do Brasil e da Arrecadação Previdenciária: uma aplicação da co-integração de Engle-Granger**. In MACHADO, João Victor et al. XVI Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia. 2018.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. Um modelo econômico para previsão de receita tributária no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 2, p. 295-329, 2013.

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.

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, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165176597002140>. Acesso em: 07 jan. 2024.

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

RODRIGUES, Jefferson José. **Elasticidade-PIB de longo prazo da receita tributária no Brasil: abordagem do índice de divisão**. Dissertação de mestrado apresentada ao departamento de economia da Universidade de Brasília. Brasília, 1999.

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.

SANTOS, A. L. M. Análise de Séries Temporais. In: MALBOUISSON, C.; TIRYAKI, G. (Organizadores). **Econometria na prática**. Rio de Janeiro: Atlas Books, 2017.

SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. **Elasticidade-Renda de Longo Prazo da Arrecadação Bruta dos Tributos Federais**. In Boletim MacroFiscal da SPE, Brasília. p. 13-16, nov. 2020.

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.



APÊNDICES

APÊNDICES

APÊNDICES

Figura A.1: Resultado do correlograma em Nível: D(RECPREV_D11); D(PIB_D11)

RECPREV; em Nível e Ajuste X-13							PIB; em Nível e Ajuste X-13						
Date: 10/12/23 Time: 12:13 Sample: 1997M01 2023M07 Included observations: 319							Date: 10/12/23 Time: 12:10 Sample: 1997M01 2023M07 Included observations: 319						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1 0.981	0.981	310.14	0.000			1 0.991	0.991	316.16	0.000		
		2 0.966	0.087	611.80	0.000			2 0.982	0.011	627.68	0.000		
		3 0.953	0.042	905.99	0.000			3 0.973	-0.010	934.52	0.000		
		4 0.942	0.077	1194.5	0.000			4 0.964	-0.033	1236.4	0.000		
		5 0.935	0.110	1479.4	0.000			5 0.955	0.037	1533.7	0.000		
		6 0.927	0.023	1760.8	0.000			6 0.947	0.023	1827.0	0.000		
		7 0.923	0.108	2040.5	0.000			7 0.938	-0.034	2115.7	0.000		
		8 0.918	0.022	2318.3	0.000			8 0.929	0.007	2400.1	0.000		
		9 0.912	-0.023	2593.0	0.000			9 0.921	-0.003	2680.3	0.000		
		10 0.903	-0.058	2863.2	0.000			10 0.912	-0.006	2956.2	0.000		
		11 0.895	0.035	3129.8	0.000			11 0.904	0.011	3227.9	0.000		
		12 0.887	-0.041	3392.0	0.000			12 0.896	-0.002	3495.7	0.000		
		13 0.881	0.084	3652.0	0.000			13 0.888	0.006	3759.4	0.000		
		14 0.873	-0.090	3907.8	0.000			14 0.879	-0.035	4019.0	0.000		
		15 0.865	-0.012	4159.6	0.000			15 0.870	-0.019	4274.2	0.000		
		16 0.857	0.014	4408.1	0.000			16 0.862	0.002	4525.2	0.000		
		17 0.850	-0.010	4652.8	0.000			17 0.854	0.047	4772.4	0.000		
		18 0.843	0.012	4894.5	0.000			18 0.845	-0.053	5015.4	0.000		
		19 0.834	-0.032	5132.0	0.000			19 0.837	0.017	5254.5	0.000		
		20 0.825	-0.036	5365.4	0.000			20 0.829	-0.013	5489.6	0.000		
		21 0.816	-0.030	5594.2	0.000			21 0.820	-0.027	5720.5	0.000		
		22 0.808	0.024	5819.2	0.000			22 0.811	-0.003	5947.2	0.000		
		23 0.798	-0.063	6039.3	0.000			23 0.802	-0.009	6169.6	0.000		
		24 0.788	0.006	6255.1	0.000			24 0.792	-0.063	6387.3	0.000		
		25 0.781	0.036	6467.4	0.000			25 0.783	0.033	6600.8	0.000		
		26 0.774	0.024	6677.1	0.000			26 0.774	0.024	6810.2	0.000		
		27 0.768	-0.012	6883.7	0.000			27 0.764	-0.077	7014.9	0.000		
		28 0.761	0.027	7087.3	0.000			28 0.755	0.022	7215.2	0.000		
		29 0.752	-0.048	7287.1	0.000			29 0.745	-0.027	7411.1	0.000		
		30 0.743	-0.004	7483.0	0.000			30 0.734	-0.026	7602.2	0.000		
		31 0.736	0.015	7675.3	0.000			31 0.725	0.043	7789.2	0.000		
		32 0.726	-0.046	7863.2	0.000			32 0.716	0.013	7972.2	0.000		
		33 0.714	-0.102	8045.5	0.000			33 0.707	-0.008	8151.2	0.000		
		34 0.702	-0.008	8222.6	0.000			34 0.699	0.021	8326.5	0.000		
		35 0.693	0.019	8395.6	0.000			35 0.690	-0.033	8497.9	0.000		
		36 0.682	-0.059	8563.7	0.000			36 0.682	0.065	8666.1	0.000		

Fonte: Elaboração própria.

O correlograma mostra os resultados da autocorrelação e da correlação parcial para um conjunto de dados ajustados. As observações incluídas no conjunto de dados são 318 após ajustes. A tabela apresenta os valores de autocorrelação e correlação parcial para cada *lag*, bem como os valores de Q-Stat e Probabilidade. Os valores de autocorrelação e correlação parcial são negativos para os primeiros *lags* e diminuem gradualmente à medida que o *lag* aumenta. Isso sugere que as observações estão correlacionadas negativamente com as observações anteriores.

Figura A.2: Resultado do correlograma (1st difference): D(RECPREV_D11); D(PIB_D11)

RECPREV1ª Diferença e Ajuste X-13							PIB; 1ª Diferença e Ajuste X-13						
Date: 10/07/23 Time: 12:03 Sample (adjusted): 1997M02 2023M07 Included observations: 318 after adjustments							Date: 10/07/23 Time: 12:00 Sample (adjusted): 1997M02 2023M07 Included observations: 318 after adjustments						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
█	█	1 -0.177	-0.177	10.058	0.002	█	█	1 -0.218	-0.218	15.193	0.000		
█	█	2 -0.080	-0.115	12.133	0.002	█	█	2 -0.130	-0.186	20.650	0.000		
█	█	3 -0.070	-0.111	13.702	0.003	█	█	3 0.192	0.128	32.506	0.000		
█	█	4 -0.149	-0.206	20.908	0.000	█	█	4 -0.171	-0.131	42.010	0.000		
█	█	5 0.017	-0.087	21.000	0.001	█	█	5 0.040	0.023	42.534	0.000		
█	█	6 -0.139	-0.230	27.256	0.000	█	█	6 0.118	0.074	47.087	0.000		
█	█	7 0.049	-0.102	28.026	0.000	█	█	7 -0.126	-0.040	52.314	0.000		
█	█	8 0.107	-0.002	31.816	0.000	█	█	8 0.020	-0.018	52.446	0.000		
█	█	9 0.056	0.024	32.855	0.000	█	█	9 0.060	0.024	53.624	0.000		
█	█	10 -0.043	-0.078	33.467	0.000	█	█	10 -0.128	-0.077	59.058	0.000		
█	█	11 0.022	0.014	33.622	0.000	█	█	11 -0.046	-0.117	59.772	0.000		
█	█	12 -0.117	-0.128	38.136	0.000	█	█	12 -0.003	-0.087	59.775	0.000		
█	█	13 0.117	0.094	42.694	0.000	█	█	13 0.073	0.092	61.538	0.000		
█	█	14 -0.024	0.012	42.889	0.000	█	█	14 0.021	0.039	61.689	0.000		
█	█	15 -0.062	-0.040	44.177	0.000	█	█	15 0.060	0.101	62.898	0.000		
█	█	16 0.046	-0.017	44.880	0.000	█	█	16 -0.121	-0.098	67.795	0.000		
█	█	17 -0.039	-0.022	45.389	0.000	█	█	17 0.177	0.201	78.413	0.000		
█	█	18 0.083	0.042	47.741	0.000	█	█	18 0.016	0.036	78.495	0.000		
█	█	19 0.024	0.086	47.936	0.000	█	█	19 -0.078	0.012	80.545	0.000		
█	█	20 0.020	0.085	48.079	0.000	█	█	20 0.131	0.056	86.390	0.000		
█	█	21 -0.022	0.017	48.237	0.001	█	█	21 0.020	0.093	86.534	0.000		
█	█	22 0.023	0.077	48.415	0.001	█	█	22 -0.129	-0.102	92.258	0.000		
█	█	23 -0.004	0.092	48.421	0.001	█	█	23 0.205	0.151	106.78	0.000		
█	█	24 -0.094	-0.028	51.490	0.001	█	█	24 -0.217	-0.178	123.09	0.000		
█	█	25 -0.027	0.000	51.746	0.001	█	█	25 -0.089	-0.037	125.81	0.000		
█	█	26 0.034	0.024	52.159	0.002	█	█	26 0.302	0.136	157.63	0.000		
█	█	27 -0.006	-0.051	52.171	0.003	█	█	27 -0.216	-0.049	173.98	0.000		
█	█	28 0.034	0.018	52.573	0.003	█	█	28 -0.002	-0.008	173.98	0.000		
█	█	29 0.015	0.000	52.649	0.005	█	█	29 0.088	0.012	176.70	0.000		
█	█	30 0.026	0.020	52.894	0.006	█	█	30 -0.123	-0.033	182.05	0.000		
█	█	31 0.017	0.014	53.001	0.008	█	█	31 0.024	-0.015	182.26	0.000		
█	█	32 0.008	0.063	53.027	0.011	█	█	32 0.145	0.073	189.73	0.000		
█	█	33 -0.059	-0.032	54.286	0.011	█	█	33 -0.129	-0.017	195.69	0.000		
█	█	34 0.039	0.077	54.838	0.013	█	█	34 0.177	0.146	206.95	0.000		
█	█	35 -0.048	-0.019	55.682	0.015	█	█	35 -0.073	-0.142	208.88	0.000		
█	█	36 0.008	-0.007	55.707	0.019	█	█	36 -0.126	-0.106	214.64	0.000		

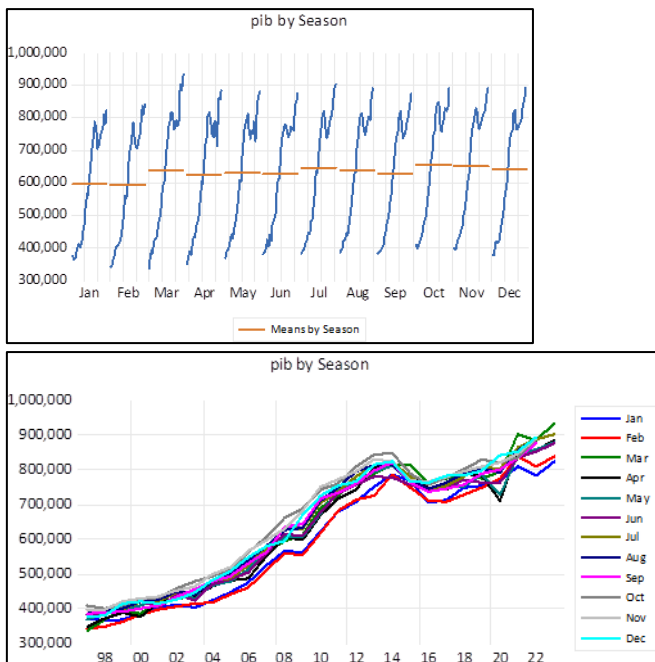
Fonte: Elaboração própria.

Os valores de Q-Stat e Probabilidade são muito baixos para os primeiros lags, o que indica que há uma forte correlação entre as observações. Em geral, o correlograma sugere que há uma forte correlação negativa entre as observações e que as observações anteriores são um bom preditor das observações futuras.

Não é possível determinar a defasagem exata até a qual o correlograma da primeira página é estacionário, pois não há informações suficientes na tabela apresentada. No entanto, é possível observar que os valores de autocorrelação e correlação parcial diminuem gradualmente à medida que o lag aumenta, sugerindo que a série pode ser estacionária. Além disso, os valores de Q-Stat e Probabilidade são muito baixos para os primeiros lags, o que indica que há uma forte correlação entre as observações. No entanto, é necessário realizar uma análise mais aprofundada para determinar a defasagem exata até a qual o correlograma é estacionário.

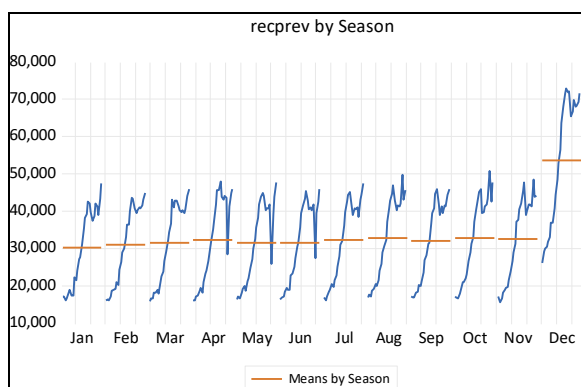
Análise gráfica das séries históricas conforme constam no banco de dados:

1) PIB Real a valores de julho de 2023:

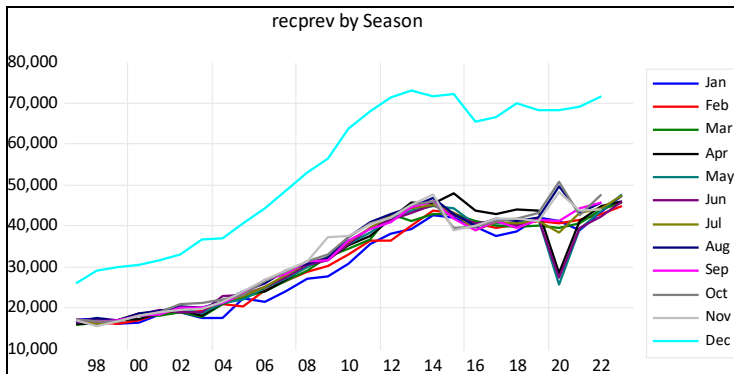


Fonte: Elaboração própria.

2) Receitas Previdenciárias do RGPS a valores de julho de 2023:



Fonte: Elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela A.1 a seguir, a variável “CointEq1” é o termo de correção de erro que, na equação em que a receita previdenciária é variável dependente, apresenta coeficiente negativo (-0,192210) e estatisticamente significativo (Estatística-t = -4,98394), indicando velocidade de ajustamento no curto prazo e que leva a ter uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, um vetor de co-integração. Note que o resultado do ajustamento que as variações necessitam realizar no curto prazo para alcançarem o equilíbrio de longo prazo é dado pelo coeficiente $\alpha = -0,192210$, em que estas variações são, em média, corrigidas em torno de 19,22% ao mês.

Tabela A.1: Modelo VECM estimado

Vector Error Correction Estimates	
Date: 11/25/23 Time: 15:45	
Sample (adjusted): 1997M03 2023M07	
Included observations: 317 after adjustments	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LN_RECPREV_D11(-1)	1.000000
LN_PIB_D11(-1)	-1.278737 (0.02039) [-62.7265]
C	6.666028
Error Correction:	D(LN_RECPREV_D11) D(LN_PIB_D11)

CointEq1	-0.192210 (0.03857) [-4.98394]	0.059230 (0.02404) [2.46373]
D(LN_RECPREV_D11(-1))	-0.394052 (0.04307) [-9.14875]	-0.045092 (0.02685) [-1.67943]
D(LN_PIB_D11(-1))	0.031503 (0.08868) [0.35522]	-0.250116 (0.05528) [-4.52423]
C	0.004766 (0.00153) [3.11736]	0.004264 (0.00095) [4.47409]
D1997M03	-0.029037 (0.02657) [-1.09280]	-0.098865 (0.01656) [-5.96877]
D1997M12	-0.101317 (0.02605) [-3.88983]	-0.019254 (0.01624) [-1.18583]
D2000M03	0.062713 (0.02600) [2.41226]	-0.050127 (0.01621) [-3.09310]
D2001M06	0.002779 (0.02593) [0.10716]	-0.059152 (0.01616) [-3.65932]
D2004M01	-0.107597 (0.02616) [-4.11278]	-0.005956 (0.01631) [-0.36522]
D2005M01	0.096648 (0.02594) [3.72519]	-0.020934 (0.01617) [-1.29440]

D2005M02	-0.124718 (0.02636) [-4.73128]	-0.004105 (0.01643) [-0.24981]
D2009M11	0.127526 (0.02600) [4.90557]	0.006327 (0.01621) [0.39045]
D2012M03	0.111076 (0.02614) [4.24925]	-0.000892 (0.01630) [-0.05473]
D2015M12	0.112600 (0.02600) [4.33142]	-0.005323 (0.01621) [-0.32847]
D2020M03	-0.021900 (0.02599) [-0.84256]	-0.052394 (0.01620) [-3.23372]
D2020M04	-0.372410 (0.02635) [-14.1338]	-0.089959 (0.01643) [-5.47693]
D2020M05	-0.254160 (0.03028) [-8.39255]	0.010690 (0.01888) [0.56628]
D2020M06	-0.035236 (0.02888) [-1.22021]	0.069290 (0.01800) [3.84918]
D2020M07	0.250452 (0.02965) [8.44646]	0.058183 (0.01848) [3.14773]
D2020M08	0.327145 (0.02956) [11.0688]	0.009359 (0.01842) [0.50796]

D2020M10	0.089758 (0.02709) [3.31292]	-0.001476 (0.01689) [-0.08739]
D2020M11	0.047521 (0.02682) [1.77187]	0.002094 (0.01672) [0.12525]
D2020M12	-0.120047 (0.02621) [-4.57964]	0.015797 (0.01634) [0.96674]
D2021M01	-0.150751 (0.02644) [-5.70204]	0.021343 (0.01648) [1.29504]
R-squared	0.751607	0.325381
Adj. R-squared	0.732109	0.272425
Sum sq. resid	0.196186	0.076236
S.E. equation	0.025876	0.016130
F-statistic	38.54713	6.144319
Log likelihood	721.1301	870.9484
Akaike AIC	-4.398297	-5.343523
Schwarz SC	-4.113712	-5.058937
Mean dependent	0.003297	0.002791
S.D. dependent	0.049994	0.018911
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.55E-07
Determinant resid covariance		1.32E-07
Log likelihood		1610.569
Akaike information criterion		-9.845861
Schwarz criterion		-9.252974
Number of coefficients		50

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela A.2 a seguir reporta dos resultados do teste de normalidade dos resíduos.

Tabela A.2: Análise de Normalidade

VEC Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal				
Date: 11/25/23 Time: 15:49				
Sample: 1997M01 2023M07				
Included observations: 317				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.223051	2.628554	1	0.1050
2	-0.105990	0.593520	1	0.4411
Joint		3.222075	2	0.1997
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.248178	20.57790	1	0.0000
2	3.595506	4.684041	1	0.0304
Joint		25.26194	2	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	23.20645	2	0.0000	
2	5.277561	2	0.0714	
Joint	28.48401	4	0.0000	
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation				

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela A.3 a seguir reporta dos resultados do Teste de Heterocedasticidade de White.

Tabela A.3: Análise de Heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)					
Date: 11/25/23 Time: 15:50					
Sample: 1997M01 2023M07					
Included observations: 317					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
64.15576	78	0.8702			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(26,290)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.082258	0.999729	0.4682	26.07580	0.4589
res2*res2	0.043977	0.513075	0.9782	13.94067	0.9738
res2*res1	0.036325	0.420433	0.9950	11.51495	0.9936

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela A.4 a seguir reporta dos resultados do Teste LM de Correlação Serial Residual.

Tabela A.4: Análise de Autocorrelação

VEC Residual Serial Correlation LM Tests						
Date: 11/25/23 Time: 15:50						
Sample: 1997M01 2023M07						
Included observations: 317						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.617923	4	0.1066	1.913722	(4, 580.0)	0.1066
2	3.875174	4	0.4232	0.970358	(4, 580.0)	0.4232
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						

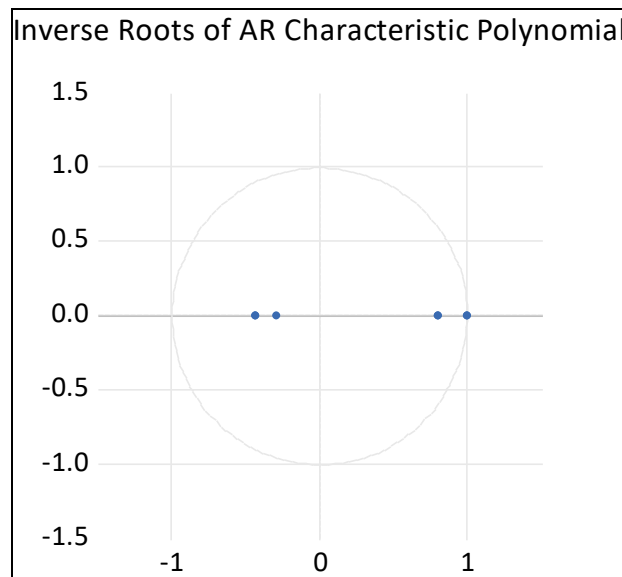
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.617923	4	0.1066	1.913722	(4, 580.0)	0.1066
2	9.849464	8	0.2758	1.235281	(8, 576.0)	0.2758

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela A.5 a seguir reporta os resultados do Teste de Estabilidade.

Tabela A.5: Análise de Estabilidade



Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.6: Análise de Causalidade/Exogeneidade. 1ª RESTRIÇÃO – VECM.

Vector Error Correction Estimates Date: 11/25/23 Time: 15:59 Sample (adjusted): 1997M03 2023M07 Included observations: 317 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions: $A(1,1)=0$ Convergence achieved after 4 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 21.63016	

Probability	0.000003	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LN_RECPREV_D11(-1)	-25.63904	
LN_PIB_D11(-1)	34.40113	
C	-192.4210	
Error Correction:	D(LN_RECPREV_D11)	D(LN_PIB_D11)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.003730 (0.00078) [-4.76633]

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.7: Análise de Causalidade/Exogeneidade. 2ª RESTRIÇÃO – VECM.

```

Vector Error Correction Estimates
Date: 11/25/23   Time: 16:00
Sample (adjusted): 1997M03 2023M07
Included observations: 317 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegration Restrictions:
  A(2,1)=0
Convergence achieved after 4 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1)          5.477077
Probability             0.019267

  Cointegrating Eq:   CointEq1
LN_RECPREV_D11(-1)   -26.64546

LN_PIB_D11(-1)       33.50008

C                     -169.9972
    
```

Error Correction:	D(LN_RECPRE V_D11)	D(LN_PIB_D11)
CointEq1	0.008432	0.000000
	(0.00136)	(0.00000)
	[6.21819]	[NA]

Fonte: Elaboração própria.



idp

Bo
pro
cit
ref
Nos
são

idp

A ESCOLHA QUE
TRANSFORMA
O SEU CONHECIMENTO