

# **ENTRE AS REFORMAS E OS DÉFICITS: VINTE ANOS DE PREVIDÊNCIA SOCIAL NO BRASIL<sup>°¥</sup>**

*BETWEEN REFORMS AND DEFICITS: TWENTY YEARS OF THE SOCIAL SECURITY SYSTEM IN BRAZIL*

*Benito Adelmo Salomão Neto\**

*enviado: 29 noviembre 2022 – aceptado: 22 mayo 2023*

---

## **Resumo**

Este artigo analisa a sustentabilidade do regime previdenciário brasileiro entre 01/2003 e 06/2022 via Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL, Autorregressive Distributed Lags Models). A análise de cointegração mostra que, apesar dos déficits, as relações de longo prazo entre receitas e despesas são mantidas para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), também desagregando entre os regimes urbano e rural. A análise de curto prazo aferida pelos Mecanismos de Correção de Erro (ECM Error Correction Models) indicam que a dinâmica do ajuste à trajetória de longo prazo é demasiadamente lenta, menos de 5% dos choques retornam à tendência de longo prazo no 1º mês em todos os modelos. Isso pode estar por traz dos consecutivos déficits apresentados pelo RGPS nas últimas décadas.

*Palavras-chave:* previdência social, regime rural, regime urbano, cointegração, ARDL.

Código JEL: E62, H55, H62.

---

<sup>°</sup> Salomão Neto, B. A. (2024). Entre as reformas e os déficits: Vinte anos de previdência social no Brasil, *Estudios económicos*, 41(83), pp. 183-210, DOI: 10.52292/j.estudecon.2024.3738

<sup>¥</sup> O presente estudo foi realizado com o apoio da CAPES – Código de Financiamento 001.

<sup>\*</sup> Universidade Federal de Uberlândia, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7462-9763>. E-mail: [basalomao@benitosalomao.com.br](mailto:basalomao@benitosalomao.com.br).

**Abstract**

This article analyzed the sustainability of the Brazilian social security system between January 2003 and June 2022 through autoregressive distributed lag (ARDL) models. The cointegration analysis shows that, despite the deficits, the long-term relationships between revenues and expenditures are maintained for the General Social Security Regime, also disaggregating between the urban and rural regimes. The short-term analysis measured by error correction mechanisms (ECM) indicate that the adjustment dynamics to the long-term path is too slow: less than 5% of the shocks return to the long-term trend in the first month in all models. This may be behind the consecutive deficits presented by the General Social Security Regime in recent decades.

*Keywords:* social security system, rural regime, urban regime, bounds testing, ARDL.

*JEL codes:* E62, H55, H62.

## INTRODUÇÃO

O problema fiscal brasileiro das últimas décadas está intimamente relacionado com o déficit das contas da previdência social, de forma que é impossível dissociar uma coisa da outra no atual contexto fiscal. O problema da previdência, por sua vez, está relacionado às mudanças estruturais que se impõem sobre a economia brasileira: a primeira delas é a mudança do perfil demográfico do país. Se as décadas de 1980, 1990, 2000 e 2010 foram consideradas o período de bônus demográfico no Brasil, estimativas apontam para um crescimento considerável da proporção de pessoas em idade de se aposentar no Brasil nas próximas décadas.

Outras mudanças estruturais neste sentido vêm do mundo do trabalho. Em primeiro lugar, a tendência ao planejamento tributário por parte de uma parcela dos trabalhadores, que levou à intensificação do fenômeno conhecido como “pejotização”. Isso consiste em um incentivo natural de migração de parte da força de trabalho, antes regida pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), para a constituição de empresas de prestação de serviços. Os trabalhadores neste caso não mudam de ocupação, mas migram de regime jurídico visando reduzir suas despesas tributárias. Isso, evidentemente, produz efeitos sobre a arrecadação do Estado, particularmente sobre as fontes de receitas da previdência.

Ademais, a economia brasileira possui um contingente relativamente alto de trabalhadores alijados do mercado formal de trabalho. Eles não contribuem para o regime previdenciário, porém têm direito, em parte dos casos, a benefícios. É o caso dos trabalhadores rurais que contribuem pouco, mas se aposentam com regras semelhantes às dos trabalhadores urbanos. Some-se a isto a revolução tecnológica em curso, que tem sido responsável pela substituição de trabalhadores por máquinas e algoritmos.

O regime previdenciário, na forma como está estruturado, depende do emprego de trabalho humano para ser financiado, e as supracitadas mudanças estruturais da economia brasileira podem pôr em risco a sustentabilidade do modelo previdenciário nacional. O objetivo deste artigo é analisar, se apesar deste novo contexto desafiador para o mundo do trabalho, o Regime Geral de Previdência Social (RGPS), subdividido entre os regimes de previdência de trabalhadores urbanos e rurais, é sustentável.

Este artigo está dividido em seis seções além desta breve introdução. Na seção II, será apresentada a literatura acerca do tema. Na seção III, será feita uma discussão para o caso brasileiro e analisada a evidência disponível. Na seção IV,

serão apresentados os dados, as especificações e o método de estimação. Na seção V, serão apresentados e discutidos os resultados das estimações via ARDL. Na seção VI, são realizados alguns testes de robustez. Ao final, tem-se uma breve seção de considerações finais.

## II. A LITERATURA

A questão da previdência pode ser analisada sob diversos prismas. Pode ser considerada sob a perspectiva de uma política distributiva; pode estar atrelada a uma política de mitigação da pobreza; ou ainda, pode ser avaliada a partir dos incentivos que cria. Mais recentemente, devido às mudanças do perfil demográfico em muitos países, que gerou desequilíbrios entre as fontes de arrecadação vis-à-vis o volume de benefícios previdenciários, um novo prisma passou a ser incorporado, o fiscal.

Em artigo voltado a estabelecer um tamanho ótimo da previdência social, Diamond (1977) argumenta que regimes previdenciários são ancorados na formação de poupança forçada que afeta de forma heterogênea as famílias que contribuem. Seu objetivo principal é o de suavizar o consumo e mitigar os riscos relativos à longevidade. O autor argumenta que, para famílias com pouca (ou nenhuma) capacidade de gerar poupança, o sistema previdenciário faz sentido. Entretanto, para aquelas famílias com maior capacidade de geração de poupança, a absorção de poupança forçada via previdência pode produzir ineficiências.

Para além dos objetivos meritórios mencionados por Diamond (1977), a questão previdenciária pode ter implicações macroeconômicas mais sérias. Em modelos de crescimento endógeno com gerações sobrepostas, como os desenvolvidos por Attanasio e Weber (2010), cujas famílias são otimizadoras, a presença de sistemas previdenciários generosos pode desestimular a acumulação de capital. Para Pecchenino e Pollard (1997), que disserta observando tais modelos, o governo tem o incentivo para alterar o financiamento de sistemas previdenciários contributivos para um modelo de financiamento coletivo. Já Attanasio e Brugiavini (2003), que se debruçam sobre o tema para a economia italiana, encontram evidências de que a taxa de poupança cresce mediante a redução de benefícios previdenciários.

A mais clássica abordagem da questão previdenciária, no entanto, é a que a relaciona com a mudança do perfil demográfico em vários países do mundo. Observando o aumento da longevidade em inúmeros países, a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) vem propondo mudanças nos regimes previdenciários, com vistas a elevar a vida produtiva de trabalha-

dores, estabelecer barreiras às aposentadorias precoces por vias de políticas de idade mínima, ou de fatores de desconto incidentes sobre benefícios precoces, entre outras políticas (OCDE, 2006; 2011).

Entretanto, a sustentabilidade fiscal não deve ser o único critério a guiar uma política previdenciária. Segundo a Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2011), os objetivos de um sistema de seguridade social devem ser: i) reduzir a insegurança de renda; ii) diminuir as desigualdades e injustiças; iii) estabelecer benefícios adequados sem discriminações quanto a nacionalidade, etnia e gênero; iv) ser sustentável e eficiente do ponto de vista fiscal.

As últimas décadas foram caracterizadas por mudanças cruciais sobre as relações de trabalho e, com isso, as relações de aposentadoria. Por um lado, a longevidade aumentou em boa parte do mundo, fazendo com que beneficiários dos sistemas de aposentadoria passassem muito mais tempo recebendo os benefícios do que gerações anteriores. Por outro lado, as ampliações do acesso à educação, sobretudo ao ensino superior e pós-graduação, contribuem para postergar a entrada dos trabalhadores jovens no mercado de trabalho, o que reduz a base de arrecadação dos sistemas previdenciários.

Mudanças no perfil demográfico e nos incentivos para permanência de trabalhadores no mercado de trabalho têm efeitos sobre as contas previdenciárias. Tais efeitos produzem pressões fiscais naturais. Os desequilíbrios fiscais oriundos de perfis demográficos exercem efeitos heterogêneos sobre as economias. Faruqee e Mühleisen (2003) verificam essas pressões fiscais para o Japão. Este país, no entanto, tem elevada taxa de poupança doméstica e, portanto, taxas de juros muito baixas, o que o blindava de maiores desequilíbrios fiscais.

As supracitadas pressões fiscais têm explicitado a necessidade de reformas dos sistemas previdenciários em boa parte do mundo. Tais reformas, como salientado por Engels et al. (2017) têm se dado no sentido de postergar o acesso aos benefícios previdenciários, criando os incentivos para que os trabalhadores passem mais tempo na atividade. Elas apresentam, no entanto, o problema da calibragem devido aos incentivos que criam. Em outras palavras, indivíduos em idade próxima à aposentadoria podem antecipar seu requerimento do benefício para se proteger das reformas (Gruber & Wise, 2004).

Duggan et al. (2007) revelam que outros usam subterfúgios como seguros trabalhistas e aposentadoria por invalidez para requererem benefícios antecipadamente. Os autores analisam uma reforma da previdência na economia americana,

cujos efeitos não atingiam cidadãos nascidos antes de 1937, e atingiam totalmente os nascidos pós 1960, não havendo qualquer mudança para as regras de requerimento de benefício por acidente ou invalidez. Os autores constatam que, após a supracitada reforma, as requisições para benefícios por invalidez aumentaram.

### III. CONTEXTO BRASILEIRO

Como salientado por Giambiagi e Além (2008), a previdência social no Brasil é composta por: i) Regime Geral de Previdência Social; ii) Regime Próprio de Previdência Social (RPPS); iii) Regimes estatutários de estados e municípios que optem por terem regimes próprios e; iv) Regimes de Previdência Complementares. Com exceção deste último, todos os demais regimes são estruturados sob o caráter contributivo e de filiação obrigatória<sup>1</sup>. O RGPS consiste no regime mais amplo, que abrange o conjunto de trabalhadores, urbanos e rurais, regidos pelo ordenamento jurídico da Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) elegíveis, se homens, a partir de uma idade mínima de 65 com tempo de contribuição igual a 35 anos e, se mulheres, com idade mínima de 62 anos e 30 anos de contribuição.

Já o RPPS refere-se a trabalhadores lotados em outro ordenamento jurídico, o de servidores públicos federais, civis e militares. As carreiras compreendidas no serviço público estatutário da União, com exceção dos militares, que têm regras próprias, contemplam elegibilidade para aposentadoria segundo as mesmas idades do RGPS, sendo que aos 75 anos o servidor é aposentado compulsoriamente.

Quanto aos estados e municípios, é optativa a consolidação de regimes próprios de previdência para os seus servidores, ou aderirem ao RGPS. Para Reis et al. (2013), os benefícios pagos pela previdência social são instrumentos relevantes no sentido de promover o desenvolvimento socioeconômico nos municípios de pequeno porte. Já Caetano (2016) faz uma ampla análise dos dados atuariais de regimes de previdência subnacionais. O autor argumenta que os ativos disponíveis aos regimes próprios estaduais suportam o pagamento de apenas um ano e meio de benefícios previdenciários. Ademais, 13 das 27 unidades federativas não têm ativos suficientes para pagar 1 ano de benefício. Isso posto retrata, segundo o autor, a fragilidade dos regimes estaduais de previdência.

No que se refere, finalmente, ao quarto regime de previdência, o complementar, este é um produto financeiro estruturado sob o critério de capitalização

---

<sup>1</sup> Detalhes no artigo 201 da Constituição Federal.

individual e disponibilizado no sistema financeiro nacional; ele é estruturado, no Brasil, pela lei 8213/91.

A questão de fundo da previdência no Brasil é se regimes com regras tão distintas são, de fato, necessários. Do ponto de vista distributivo, críticos ao modelo previdenciário brasileiro alegam haver uma disparidade entre a média dos benefícios do RGPS muito próximas ao salário-mínimo vis-à-vis à do RPPS, cujos benefícios eram bem maiores antes das sucessivas reformas que acometeram a previdência brasileira após 1999.

Caetano (2016) retrata uma tendência, ao longo da década de 1990, de homogeneizar regras dos regimes geral e próprio da previdência no Brasil. Esta estratégia, no entanto, tem sido demasiadamente gradualista. Já no que se refere às desigualdades destas regras entre os setores público e privado, Medeiros e Souza (2014) concluem que regras diferenciadas contribuem para reproduzir as desigualdades sociais preexistentes entre trabalhadores em ambos os setores. Isso se dá devido ao RGPS oferecer benefícios médios menores a um número maior de famílias, o oposto do que acontece no RPPS.

Há outras evidências acerca dos efeitos distributivos da previdência no Brasil. Ferreira e Souza (2008), que analisaram a distribuição de renda domiciliar per capita e identificaram um percentual maior de rendimentos oriundos das aposentadorias e pensões nos domicílios de mais alta renda, quando comparados aos domicílios mais pobres (de até um salário-mínimo e meio). Já Hoffman (2009) argumenta que, embora as aposentadorias e pensões tenham contribuído para uma redução do índice Gini, que capta desigualdades de renda, estes rendimentos são essencialmente regressivos no Brasil.

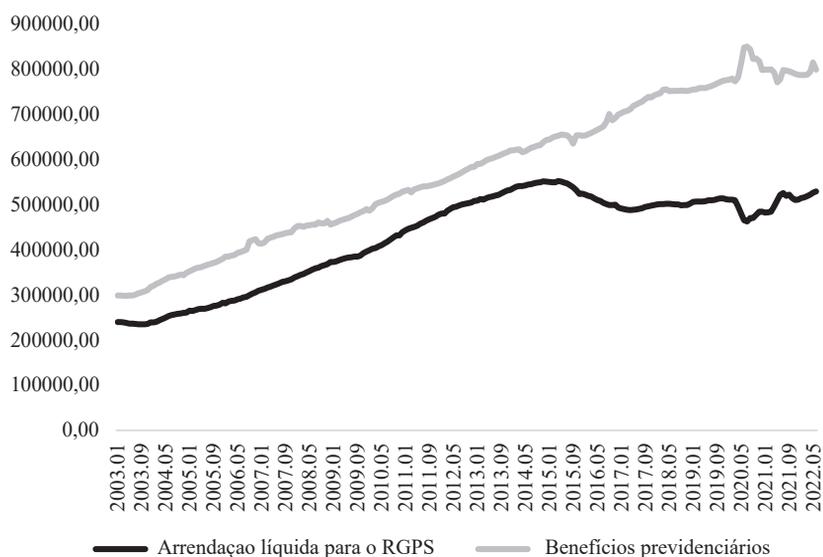
Se, por um lado, há autores que argumentam que a previdência brasileira possui componentes regressivos e que contribuem para perpetuação das desigualdades de renda que assolam estruturalmente o país, por outro lado, as contas da previdência têm impactos fiscais e macroeconômicos não desprezíveis. Como argumentado na seção introdutória, os déficits fiscais brasileiros apresentados na última década são indissociáveis dos déficits previdenciários apresentados no Gráfico 1, que contrasta as curvas de despesas e receitas previdenciárias no Brasil, entre 2003 e 2022, em bilhões de reais, de 2022.

As receitas da previdência contemplam as contribuições repartidas entre trabalhadores e empregadores. Comumente as receitas da seguridade social, que contemplam, além da previdência, também a saúde e a assistência social, são

tratadas como receitas previdenciárias. Este, porém, é um erro, as contribuições previdenciárias são apenas uma parte das receitas da seguridade social que, segundo o artigo 195 da Constituição, também contemplam impostos e contribuições sobre lucros; faturamento; importações, entre outros.

Os dados revelam que as contas do RGPS foram deficitárias, nas últimas duas décadas. Entretanto, houve evidente ampliação do déficit a partir de 2014. Há inúmeros fatores que explicam o déficit do RGPS. As despesas vêm mantendo uma trajetória de crescimento constante em termos reais entre 2003 e 2020. A partir de 2021, a curva das despesas parece ter assumido um formato um pouco mais horizontal, o que pode ter sido causado pela reforma da previdência aprovada em 2019 por vias da Emenda Constitucional 103/2019.

Gráfico 1. Arrecadação e benefícios previdenciários entre 01/2003 e 06/2022 (em bilhões R\$)



A Preços Constantes 06/2012. Dados acumulados em 12 meses.

Fonte: Séries Mensais – STN.

Há fatores que contribuem, pelo lado das despesas, com a manutenção de déficits tão elevados como os apresentados no Gráfico 1. Embora a crise do triênio 2014-2016 tenha provocado uma queda profunda na arrecadação da previdência e

contribuído para a ampliação do déficit, há elementos estruturais no tocante ao déficit da previdência que não podem ser negligenciados. Por exemplo, o Brasil vem passando por uma mudança estrutural no seu perfil demográfico, que, no futuro, terá uma proporção de pessoas com idade superior a 65 anos muito superior à que se tem hoje. Isso é uma fonte de pressão de longo prazo sobre as contas da previdência, mas não é a única. Ademais, a norma estabelece um piso de um salário-mínimo para os benefícios previdenciários pagos à população. De forma que nenhum beneficiário da previdência recebe valor inferior a um mínimo. Portanto, a política de valorização do salário-mínimo em termos reais é outra fonte de pressão sobre as contas da previdência.

Isso cria uma pressão de longo prazo em um contexto da economia brasileira cuja política fiscal tem sido limitada pela regra do teto de gastos. Em outras palavras, o gasto primário da União é limitado à inflação do ano anterior e a rubrica da previdência, um item relevante do gasto primário, representando, em junho de 2022, cerca de 44% da despesa primária. Dado que o piso dos benefícios é indexado ao salário-mínimo, se há elevação do mínimo acima da inflação, o gasto acumulado com previdência irá crescer também acima da inflação. Portanto, ainda que elevações dos salários tenham efeitos positivos sobre as receitas da previdência, na vigência do teto de gastos, outras rubricas de gastos devem crescer abaixo da inflação para que o teto seja respeitado. Salomão e Gomes da Silva (2023) mostram que as despesas discricionárias<sup>2</sup> têm sido a variável de ajuste diante do crescimento involuntário do gasto obrigatório como a previdência.

A leitura atenta do Gráfico 1, no entanto, mostra que o aprofundamento do déficit previdenciário pós 2014 se deu, sobretudo, por vias da retração das receitas. Esta é uma informação alentadora, pois entre 2014 e 2016 o Brasil apresentou uma crise econômica profunda e longa, de duração de onze trimestres consecutivos. A retração das receitas da previdência em um período de grave crise, indica que há um componente cíclico no déficit da previdência que pode ser dissipado se o país voltar a crescer a taxas mais robustas. Isto fica mais evidente quando se veem as contas da previdência desagregadas entre regimes urbano e rural, Figura 1A e 1B respectivamente.

As contas da previdência urbana foram superavitárias entre 2008 e 2014, neste período o Brasil experimentou taxas médias de crescimento do PIB superiores a 3% ao trimestre. Houve, ainda, um grande esforço de formalização da economia.

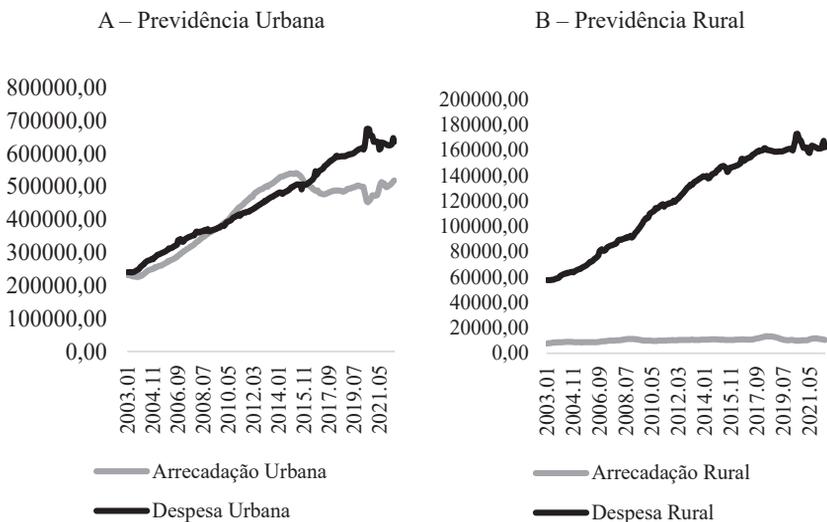
---

<sup>2</sup> As despesas primárias no Brasil podem ser classificadas como obrigatórias (previstas em lei) ou discricionárias, contidas no caixa livre do governo e cuja execução se dá segundo a disponibilidade de recursos.

Entre 2008 e 2014, a taxa informalidade no Brasil recuou de 51.6% para 46.4% de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Isso repercutiu positivamente sobre a arrecadação da previdência, principalmente de trabalhadores urbanos.

Há, entretanto, fatores estruturais pelo lado das receitas previdenciárias que deverão ser enfrentadas nos próximos anos. Em primeiro lugar, como dito anteriormente, os regimes previdenciários estão estruturados sob uma estrutura que contemple a geração de trabalho humano para financiá-los. Em um mundo descrito por Schwab (2016), de 4ª revolução industrial, onde algoritmos e inteligência artificial podem substituir facilmente trabalho humano, não se sabe como os sistemas de previdência irão se financiar no futuro. Um outro fator que tende a prejudicar estruturalmente as contas da previdência é o planejamento tributário, particularmente o fenômeno chamado “pejotização”. Para Lima et al. (2021), a precarização das relações de trabalho pode causar elevação do déficit da previdência.

Figura 1. Resultado da previdência urbana e rural no Brasil entre 01/2003 e 06/2022 (em bilhões R\$)



Um outro fator estrutural que corrobora os déficits da previdência são os beneficiários que não contribuem por força normativa, destes, o grupo mais relevante são os trabalhadores rurais. Observando a Figura 1B, vê-se claramente o

descasamento entre a arrecadação, que apresenta um comportamento horizontal e estável vis-à-vis os benefícios que crescem ao longo do período. O déficit do regime rural de previdência não só persiste o período todo, como cresceu ao longo do tempo. Isso está relacionado com o quadro normativo do RGPS no Brasil, que estabelece benefícios semelhantes aos recebidos pelos trabalhadores urbanos, porém são subsidiados em suas contribuições, que são limitadas pelo Fundo de Assistência ao Trabalhador Rural (Funrural), normatizado pela Lei Complementar 11/1971.

Por um lado, o déficit estrutural da previdência rural, visto na Figura 1B, pode trazer efeitos fiscais graves para as contas públicas brasileiras. Por outro lado, isso desperta a curiosidade para agendas futuras de pesquisa: estariam tais números refletindo o caráter social da previdência no Brasil? A norma considera que os trabalhadores rurais têm, em sua maioria, menor renda, maior probabilidade de serem analfabetos, e vivem relativamente menos do que os urbanos, a extensão dos benefícios a eles faz sentido do ponto de vista do combate à pobreza. Esta é a evidência encontrada por Beltrão et al. (2005), para quem os benefícios previdenciários rurais têm explicado as reduções da pobreza e das desigualdades em meio rural. Nos últimos 20 anos, no entanto, o setor agrícola apresentou uma grande transformação e tem sido o que mais cresce no Brasil. De fato, deve-se averiguar se tais subsídios sobre a aposentadoria rural ainda fazem sentido distributivo no país.

Os dados plotados no Gráfico 1 e na Figura 1A e 1B mostram que questões distributivas à parte, a sustentabilidade de longo prazo da previdência no Brasil deve ser observada. Como salientado por Salomão (2022), a previdência foi o epicentro de inúmeras reformas visando a sustentabilidade fiscal que se deram no Brasil pós 1999. Ao todo foram quatro reformas da previdência, respectivamente nos anos de 1999; 2003; 2012 e 2019, em que pese o esforço para equilibrar as contas da previdência evidenciado nas quatro reformas supracitadas, o processo tem sido lento e gradual.

No tocante ao RGPS, estas reformas estiveram calcadas na postergação do benefício previdenciário. Em 1999, foi instituído o fator previdenciário que previa um cálculo que descontava o valor de aposentadorias precoces. A reforma de 2019 instituiu a idade mínima de 65 anos para homens e 62 para mulheres. Em 2003 a reforma visava acabar com a paridade dos salários no RPPS, que dava aos aposentados do serviço público paridade de salários com os servidores da ativa. Em 2012 extinguiu-se a integralidade das aposentadorias no RPPS.

A agenda de reformas pendente no Brasil é focada majoritariamente no objetivo da sustentabilidade. Por exemplo, a proposta de idade mínima defendida

por Giambiagi et al. (2004) foi adotada apenas na última reforma, de 2019. Não houve, entretanto, qualquer movimento no sentido de desindexar o piso da previdência do salário-mínimo, conforme defendido pelos autores. Já Holland e Málaga (2018) defendem uma mudança gradual do regime previdenciário que hoje é de repartição, migrando para o regime de capitalização. Dadas as dificuldades inerentes a este processo, tais como os desequilíbrios fiscais oriundos de uma mudança tão radical do modelo previdenciário, os autores defendem uma migração gradual, de forma que a médio prazo o Brasil coexistisse com um modelo previdenciário híbrido, que contemple elementos tanto do regime de repartição, quanto do regime de capitalização. Entretanto, esta proposta jamais foi levada adiante nos foros de discussão devido aos custos políticos que enfrenta.

#### IV. ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS

Como mencionado anteriormente, o objetivo deste artigo é avaliar empiricamente a sustentabilidade de longo prazo do Regime Geral de Previdência Social (RGPS). Isso será feito por vias da estimação de 12 modelos que captam as relações de cointegração das receitas e despesas da previdência geral, urbana e rural, pelo método dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL, por suas siglas em inglês) com análise dos *Bounds Testing Approach* para dados mensais compreendidos em um período entre janeiro de 2003 e junho de 2022.

A análise de sustentabilidade de longo prazo da previdência deve ser contemplada em um modelo capaz de antepor receitas e despesas previdenciárias em lados distintos das equações. Isso será feito aos moldes de inúmeros trabalhos da literatura empírica que regridem receitas e despesas públicas, invertendo a posição destas variáveis (Fountas & Wu, 1995; Afonso & Rault, 2009; Chang & Chiang, 2009; Salomão & Gomes da Silva, 2023). Os modelos a serem estimados para o caso brasileiro são inspirados nas equações (1) e (2) a serem estimadas isoladamente:

$$Receitas_t = \beta_0 + \beta_1 Despesas_{t-j} + \beta_2 IBCBr_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$Despesas_t = \beta_0 + \beta_1 Receitas_{t-j} + \beta_2 IBCBr_{t-j} + u_t \quad (2)$$

Para um período  $t$  mensal que compreende janeiro de 2003 e junho de 2022. As estimações foram realizadas utilizando os dados contidos no Quadro 1.

Quadro 1. Dados e glossário

Variável	Discriminação	Fonte
Receitas Totais	Receitas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022.	STN
Despesas Totais	Despesas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022.	STN
Receitas Urbanas	Receitas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022, referentes a trabalhadores urbanos.	STN
Despesas Urbanas	Despesas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022, referentes a trabalhadores urbanos.	STN
Receitas Rurais	Receitas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022, referentes a trabalhadores rurais.	STN
Despesas Rurais	Despesas Totais do RGPS em R\$ bilhões de 2022, referentes a trabalhadores rurais.	STN
IBC-Br	Índice de Atividade Econômica do Banco Central.	BCB

Nota: Valores a preços constantes de junho/2022, acumulados em 12 meses. A arrecadação da previdência contempla exclusivamente as contribuições para cada regime, não podendo ser confundida com a arrecadação da seguridade social.

Fonte: STN – Secretaria do Tesouro Nacional. BCB – Banco Central do Brasil.

Os modelos serão estimados isoladamente para as equações (1) e (2), com base no método dos Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL, por sua sigla em inglês) de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). A adoção desta estratégia empírica se deu com base no objetivo do artigo, de testar a sustentabilidade de longo prazo do RGPS no Brasil. Os modelos ARDL utilizados neste artigo são mais eficientes em relação à geração anterior de modelos de cointegração desenvolvidos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1991). Tais vantagens se dão devido a um conjunto de características: primeiramente, são eficientes para análises de pequenas amostras; em segundo lugar, permitem regredir variáveis estacionárias e não estacionárias a partir da ordem de integração  $I(0)$  e  $I(1)$ .

Ademais, a análise de cointegração via *bounds testings approach* permitem encontrar umnexo de curto e de longo prazo entre as variáveis regredidas nos modelos. Isso é importante para os objetivos do artigo, uma vez que mesmo diante de uma relação de cointegração verificada, apontando uma dinâmica comum de longo prazo para as variáveis, a dinâmica de curto prazo de variáveis específicas pode fornecer nexos causais, além de aspectos específicos sobre os regimes com sérias implicações para recomendação de política.

Ao longo do período dos testes, três reformas da previdência foram instituídas no Brasil: em 2003; 2012 e em 2019. Como discutido na seção anterior, as reformas de 2003 e 2012 focaram no Regime Próprio de Previdência Social (RPPS), incidindo principalmente nos trabalhadores em regimes estatutários do governo federal. Já a reforma de 2019, teve como foco também os trabalhadores no RGPS. Com base nisso, uma variável *dummy* reforma da previdência foi incluída nos modelos a serem testados, assumindo valor 1 para os meses posteriores a janeiro de 2020 e 0 para os demais meses da amostra. A inclusão desta variável visa captar possíveis efeitos da supracitada reforma no RGPS a curto e a longo prazo.

Com base no que foi apresentado até aqui, serão estimados doze modelos baseados nas equações (1) e (2):

- *Modelos 1 e 2.* São revesadas Receitas e Despesas totais do RGPS.
- *Modelos 3 e 4.* São revesadas Receitas e Despesas totais do RGPS com a *dummy* Reforma da Previdência.
- *Modelos 5 e 6.* São revesadas Receitas e Despesas do RGPS urbano.
- *Modelos 7 e 8.* São revesadas Receitas e Despesas do RGPS urbano com a *dummy* Reforma da Previdência.
- *Modelos 9 e 10.* São revesadas Receitas e Despesas do RGPS rural.
- *Modelos 11 e 12.* São revesadas Receitas e Despesas do RGPS rural com a *dummy* Reforma da Previdência.

## V. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A interpretação dos resultados tem início com uma análise preliminar dos dados, para tanto, são analisadas as ordens de integração das séries utilizadas. Isso será feito por via de três testes de raiz unitária apresentados na Tabela 1: os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips Perron (PP) têm hipótese nula de presença de raiz unitária, já o teste do KPSS apresenta nula de estacionariedade. Todas as séries utilizadas nos testes foram estimadas com constante e tendência a 5% de significância estatística.

Tabela 1. Testes de raiz unitária

Discriminação	ADF	PP	KPSS	Ordem
Receitas Totais	-2,67	-7.39	0.15	I(1)
Despesas Totais	-11.17	-11.85	0.05	I(1)
Receitas Urbanas	-2,64	-7.39	0.15	I(1)
Despesas Urbanas	-13.02	-12.82	0.05	I(1)
Receitas Rurais	-6.01	-6.02	0.03	I(1)
Despesas Rurais	-10.82	-10.56	0.13	I(1)
IBC-Br	-12.04	-11.72	0.05	I(1)

Nota: valores críticos a 5% de significância.

ADF e PP:  $H_0$  = raiz unitária; KPSS:  $H_0$  = estacionariedade.

Em geral, as séries foram consideradas integradas de ordem I(1), o que as habilita a serem empregadas na modelagem ARDL, com exceção das séries das receitas totais do INSS e das receitas dos trabalhadores urbanos, que foram consideradas I(1) pelo teste do PP, porém não pelos testes do KPSS e do ADF. Para lidar com este problema, assumiu-se, com base nos dados plotados nos Gráficos 1 e 2A, que isso se deveu a alguma quebra estrutural nos dados, como, por exemplo, a verificada na crise de 2014 a 2016. Para lidar com isso, testes de raiz unitária de Dickey-Fuller com quebras estruturais foram realizados, de forma que as séries passaram a ser consideradas I(1) com estatística t de -7.60 para as receitas previdenciárias e -7.59 para as receitas urbanas, ambas contando com valores críticos de -4.44.

Conhecidas as ordens de integração dos dados utilizados nas estimações, será preciso, ainda, debruçar acerca dos testes de diagnósticos estimados para atestar a utilidade dos modelos ARDL. Isso será feito na Tabela 3. O diagnóstico das estimações se inicia pela análise das defasagens distribuídas, que, para fins dos modelos estimados, foram selecionadas pelo critério de Akaike (AIC)<sup>3</sup>. A concepção de defasagens objetiva solucionar eventuais problemas de correlação serial preservando a parcimônia dos modelos. A hipótese de autocorrelação foi rejeitada nos modelos pelo teste LM.

<sup>3</sup> Um parecerista anônimo alertou sobre a predileção neste tipo de estimação do critério de Schwartz. Os modelos foram reestimados com base neste critério de seleção de defasagens, no entanto, uma parte das equações passou a ser diagnosticada com o problema da correlação serial. Devido a isto, foi mantido o critério de Akaike.

Os testes de diagnóstico contemplam, também, uma análise acerca da estabilidade dos parâmetros estimados, tal como em Brown et al. (1975). Isso se deu empregando a Soma Recursiva dos Resíduos (CUSUM) e a Soma Recursiva dos Resíduos ao Quadrado (CUSUMQ)<sup>4</sup>. Pela análise do CUSUM, todos os doze modelos estimados são considerados estáveis. Já no que se refere ao CUSUMQ, os modelos sem a inclusão da *dummy* reforma da previdência (1, 2, 5, 6, 9 e 10) apresentaram instabilidades concentradas entre os anos de 2008 e 2020. Neste período houve duas crises que culminaram na elevação do desemprego e que podem ter tido consequências para a arrecadação da previdência, isso pode ter causado tais instabilidades. Quando é incluída, entretanto, a *dummy* reforma da previdência (modelos 3, 4, 7, 8, 11 e 12), tais instabilidades desaparecem e o CUSUMQ torna-se estável.

Tabela 2. Defasagens, testes de diagnóstico, testes de cointegração

Discriminação	Defasagens	Teste LM Autocorrelação	Testes de Estabilidade	Testes de Cointegração ( <i>Bounds Testing</i> )		
			CUSUM/ CUSUMQ	Estat. F	Limite I(0)	Limite I(1)
Modelo 1 Receitas totais s/ <i>dummy</i>	(2, 3, 0)	2.87 [0.05]	Estável/ Instável	18.4	4.13	5.00
Modelo 2 Despesas totais s/ <i>dummy</i>	(3, 4, 3)	1.05 [0.37]	Estável/ Instável	9.98	4.13	5.00
Modelo 3 Receitas totais c/ <i>dummy</i>	(2, 3, 0)	2.84 [0.06]	Estável/ Estável	18.27	4.13	5.00
Modelo 4 Despesas totais c/ <i>dummy</i>	(3, 4, 3)	1.03 [0.35]	Estável/ Estável	9.93	4.13	5.00
Modelo 5 Receitas Urbanas s/ <i>dummy</i>	(2, 3, 2)	1.86 [0.15]	Estável/ Instável	11.03	4.13	5.00

<sup>4</sup> Por uma questão de espaço, os gráficos do CUSUM e do CUSUMQ foram retirados, mas podem ser solicitados diretamente ao autor.

Modelo 6 Despesas Urbanas <i>s/ dummy</i>	(1, 4, 2)	0.94 [0.39]	Estável/ Instável	11.45	4.13	5.00
Modelo 7 Receitas Urbanas <i>c/ dummy</i>	(2, 3, 0)	1.86 [0.15]	Estável/ Estável	10.88	4.13	5.00
Modelo 8 Despesas Urbanas <i>c/ dummy</i>	(1, 4, 4)	1.004 [0.36]	Estável/ Estável	10.93	4.13	5.00
Modelo 9 Receitas Rurais <i>s/ dummy</i>	(4, 1, 2)	0.07 [0.93]	Estável/ Instável	4.30	4.13	5.00
Modelo 10 Despesas Rurais <i>s/ dummy</i>	(3, 2, 4)	0.28 [0.75]	Estável/ Instável	10.97	4.13	5.00
Modelo 11 Receitas Rurais <i>c/ dummy</i>	(4, 1, 2)	0.16 [0.84]	Estável/ Estável	5.61	4.13	5.00
Modelo 12 Despesas Rurais <i>c/ dummy</i>	(3, 2, 4)	0.23 [0.78]	Estável/ Estável	11.14	4.13	5.00

Nota: P-valores entre Colchetes. Critério de Seleção das Defasagens: AIC. Defasagens relativas à variável explicada; explicativa e IBC-Br respectivamente. Testes de Cointegração aceitos a 1% de significância. Teste LM:  $H_0$  = não autocorrelação. *Dummy* Reforma da Previdência, valor 1 a partir de 01/2020.

Ainda com relação aos testes de diagnóstico contidos na Tabela 2, os modelos ARDL requerem, ainda, uma análise acerca da cointegração das séries, o que se deu por via dos *bounds testings*. Analisando, primeiramente, as contas agregadas da previdência (Modelos de 1 a 4), vê-se que apesar do elevado déficit das contas do INSS e de sua ampliação a partir de meados de 2013, a relação de cointegração entre as variáveis ainda é mantida. Isto significa que apesar dos déficits crônicos, a previdência permanece sustentável, pois suas receitas e despesas caminham juntas. Evidência semelhante é verificada para os modelos estimados considerando apenas o regime de previdência urbano (Modelos de 5 a 8).

Quanto ao regime de previdência dos trabalhadores rurais, a relação de cointegração deixa de ser verificada no modelo 9 e passa muito próximo de ser rejeitada no modelo 11. Nos demais modelos, regredidos sobre as despesas, verifica-se que a relação de cointegração da previdência rural é mantida. A ausência de cointegração

em um dos modelos testados para a previdência rural acende um alerta para a sustentabilidade deste regime, com implicações para a previdência como um todo. O resultado agregado da previdência compreende a soma dos resultados particulares dos regimes rural e urbano. Se a previdência rural é estruturalmente deficitária, a ponto de suas receitas e despesas não cointegrarem a longo prazo, os esforços fiscais que deverão recair sobre o regime urbano deverão ser muito maiores.

Uma segunda questão deve ser considerada na análise do regime de previdência rural. A análise conjunta dos déficits verificados na Figura 2B e das relações de cointegração verificadas na Tabela 2 consistem nos esforços formalizados na Constituição de 1998 no sentido de ampliar o Estado de bem-estar social para os trabalhadores do campo. Há, com isso, nestes déficits, um claro componente de política social. Entretanto, observando os dados da Figura 2B, além dos testes de cointegração do Modelo 9, vê-se que a ausência de cointegração ocorre por um problema do lado da arrecadação, um baixo esforço fiscal.

Em outras palavras, a política pública vigente dá a estes trabalhadores benefícios semelhantes aos trabalhadores urbanos, porém sem contrapartida de arrecadação. Há um claro subsídio, pelo lado das receitas, ao regime geral de previdência dos trabalhadores rurais que não são necessariamente mais pobres do que aqueles que vivem nos subúrbios urbanos. Seria perfeitamente possível manter os níveis atuais de benefícios previdenciários para tais trabalhadores se o governo optasse por ampliar a arrecadação deste segmento. Ampliações de alíquotas de contribuição, particularmente o Funrural, somados a esforços de formalização de trabalhadores rurais, teriam efeitos benéficos sobre a sustentabilidade de longo prazo da previdência, mantendo o atual nível dos benefícios.

Verificada a relação de cointegração da Tabela 2, a interpretação dos parâmetros de longo prazo dos modelos ARDL será feita na Tabela 3. Começando, novamente, pelos Modelos de 1 a 4, é verificada significância estatística nos modelos que têm as receitas como variável regredida. Neles, as despesas apresentam sinal positivo e significância estatística, ou seja, quando as despesas previdenciárias crescem, isso impulsiona, a longo prazo, a sua arrecadação. Majorações de alíquotas tendem a serem implementadas para manter a relação de cointegração supracitada.

Outro fator determinante para o fortalecimento da arrecadação previdenciária no Brasil é a atividade econômica. O IBC-Br foi estatisticamente significativo e apresentou sinal positivo tanto no modelo 1, quanto no 3. Tal resultado é bastante intuitivo e já esperado, pois quando a economia cresce, novos postos de trabalho

formais são abertos, o que estimula a arrecadação de forma geral e fortalece o caixa da previdência. Quando se considera exclusivamente o regime para trabalhadores urbanos (Modelos 5 e 7), os resultados pelo lado da arrecadação são muito semelhantes aos verificados nos modelos da previdência agregada.

No que se refere ao lado das despesas totais e de trabalhadores urbanos (Modelos 2, 4, 6 e 8), não houve significância estatística em nenhum dos modelos, indicando que as despesas previdenciárias, no Brasil, independem da disponibilidade de arrecadação e das condições gerais da atividade econômica. Como dito anteriormente, isso está relacionado com a tentativa de estabelecer, no país, um estado de bem-estar social e pode ser analisado sob um aspecto positivo e outro negativo. Começando pelo lado positivo, o fato de a despesa previdenciária não responder a flutuações na atividade e na arrecadação é um bom sinal do ponto de vista do amparo social, pois mostra que diante de recessões, os beneficiários seguem protegidos pelo INSS.

Quanto ao aspecto negativo, a longo prazo isso pode comprometer a sustentabilidade da previdência e do próprio equilíbrio macroeconômico do país. Particularmente em um contexto de fim do bônus demográfico. Ou seja, se a longo prazo as despesas não são influenciadas pela atividade e arrecadação, isso pode exigir a canalização de receitas de fora do orçamento da previdência para sustentar o INSS, causando escassez de recursos para financiar outras políticas públicas. Essa foi a discussão que embasou a implantação do Novo Regime Fiscal (EC 95 do teto de gastos), bem como a necessidade de aprovação de reformas auxiliares (dentre as quais a da previdência) para permitir a abertura de espaço no orçamento, capaz de contemplar outras rubricas de despesas, que vinham sendo esmagadas pela previdência.

Um comportamento diferente foi visto no regime de trabalhadores rurais (Modelos de 9 a 12). Isso porque os trabalhadores rurais se aposentam por regras diferentes dos demais, normatizadas, no Brasil, pela Lei 8.212/1991, que garante aos produtores rurais aposentadorias precoces e sob condições mais flexíveis de contribuição. Por essa razão, no modelo 9 não há qualquer significância estatística no que se refere ao nexos entre as despesas e as receitas. Já no modelo 11, há significância e sinal positivo nas despesas, além de significância e sinal negativo na *dummy* reforma da previdência. Já pelo lado das despesas, ao contrário dos modelos anteriores, houve significância estatística e sinal positivo em resposta ao IBC-Br. Isto é, quando a atividade acelera, as despesas com aposentadorias de trabalhadores rurais crescem.

Tabela 3. Modelos ardl – Resultados de longo prazo

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
	Receitas Totais	Despesas Totais	Receitas Totais	Despesas Totais
Despesas	0.11 (0.05) <sup>(b)</sup>	-	0.12 (0.04) <sup>(a)</sup>	-
Receitas	-	0.52 (2.92)	-	0.08 (4.97)
IBC-Br	6439 (536) <sup>(a)</sup>	802 (19629)	6361 (416) <sup>(a)</sup>	2530 (31557)
<i>Dummy</i> Reforma	-	-	-177 (628)	-763 (1457)
	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
	Receitas Urbanas	Despesas Urbanas	Receitas Urbanas	Despesas Urbanas
Despesas	0.11 (0.08) <sup>(b)</sup>	-	0.11 (0.06) <sup>(b)</sup>	-
Receitas	-	1.65 (2.28)	-	0.63 (4.95)
IBC-Br	6631 (629) <sup>(a)</sup>	-8479 (16831)	6630 (507) <sup>(a)</sup>	-3534 (31354)
<i>Dummy</i> Reforma	-	-	-2.59 (630)	-527 (1248)
	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
	Receitas Rurais	Despesas Rurais	Receitas Rurais	Despesas Rurais
Despesas	0.01 (0.008)	-	0.02 (0.007) <sup>(a)</sup>	-
Receitas	-	-4,83 (11.5)	-	-11.18 (19.18)
IBC-Br	23.8 (21.7)	1769 (673) <sup>(a)</sup>	4.94 (19.02)	2001 (984) <sup>(b)</sup>
<i>Dummy</i> Reforma	-	-	-46.1 (20,2) <sup>(b)</sup>	-232 (266)

Nota: Erro Padrão entre parênteses. Variável *Dummy Discrep* incluída para corrigir discrepâncias nos dados. <sup>(a)</sup> significância a 1%, <sup>(b)</sup> significância a 5% e <sup>(c)</sup> significância a 10%.

Conhecidas as relações de cointegração na Tabela 2, é preciso ater-se, agora, à dinâmica de curto prazo. Isso será feito por via dos Mecanismos de Correção de Erros (ECM -1) apresentados na Tabela 4. Os resultados dos *bounds testings* mostraram que as variáveis empregadas nos modelos caminham juntas a longo prazo. Isso não impede que perturbações desloquem este equilíbrio no curto prazo. O que a correção de erros mostra é que a dinâmica de ajuste de curto prazo é lenta. Em todos os modelos estimados, a proporção de choques que se dissipam já no primeiro mês é inferior a 5%. Isso mostra o quão resiliente é a dinâmica de ajuste de curto prazo à trajetória de longo prazo nas contas da previdência.

Pelo lado das despesas, a dinâmica de ajuste é ainda mais lenta do que o verificado pelo lado das receitas. Em todos os modelos que testam o lado das despesas, menos de 1% dos choques incidentes convergem para a trajetória de longo prazo após o primeiro mês. Pelo lado das receitas, a dinâmica é um pouco menos lenta, a depender do modelo estimado, 3% ou 4% dos choques retornam para a tendência de longo prazo após o primeiro mês. Entretanto, ambos os lados das contas da previdência apresentam uma elevada rigidez de curto prazo que cria fricções e sustenta incertezas acerca da sustentabilidade da previdência. Estes resultados evidenciam as inúmeras dificuldades de curto prazo da previdência cujos déficits produzem elevados custos macroeconômicos.

Tabela 4. Dinâmica de curto prazo – Mecanismo de correção de erros (ECM)

Especificação (Var. Dependente)	ECM (-1) [Prob]	Variáveis Estatisticamente Significantes
Modelo 1 (Receitas Totais)	-0.04 [0.00]	Receitas (-1), Despesas (0, -1, -2)
Modelo 2 (Despesas Totais)	-0.007 [0.00]	Despesas (-1, -2), Receitas (0, -1, -2, -3), IBC-Br (0, -1, -2, -3)
Modelo 3 (Receitas Totais)	-0.04 [0.00]	Receitas (-1), Despesas (0, -1, -2)
Modelo 4 (Despesas Totais)	-0.007 [0.00]	Despesas (-1, -2), Receitas (0, -1, -2, -3), IBC-Br (0, -1, -2, -3)

Modelo 5 (Receitas Urbanas)	-0.03 [0.00]	Receitas (-1), Despesas (0, -1, -2), IBC-Br (0, -1)
Modelo 6 (Despesas Urbanas)	-0.008 [0.00]	Receitas (0, -1, -2, -3), IBC-Br (0, -1)
Modelo 7 (Receitas Urbanas)	-0.03 [0.00]	Receitas (-1), Despesas (0, -1, -2), IBC-Br (0, -1)
Modelo 8 (Despesas Urbanas)	-0.004 [0.00]	Receitas (0, -1, -2, -3), IBC-Br (0, -1, -2, -3)
Modelo 9 (Receitas Rurais)	-0.03 [0.00]	Receitas (-1, -2, -3), Despesas (0) IBC-Br (0, -1)
Modelo 10 (Despesas Rurais)	-0.009 [0.00]	Despesas (-1, -2), Receitas (0, -1), IBC-Br (0, -1, -2, -3)
Modelo 11 (Receitas Rurais)	-0.03 [0.00]	Receitas (-1, -2, -3), Despesas (0) IBC-Br (0, -1)
Modelo 12 (Despesas Rurais)	-0.009 [0.00]	Despesas (-1, -2), Receitas (0, -1), IBC-Br (0, -1, -2, -3)

---

Nota: P-valores entre parênteses.

## VI. ROBUSTEZ

Os modelos ARDL apresentados até aqui sugerem que a previdência no Brasil é sustentável, apesar de perturbações de curto prazo apresentarem dificuldades de convergência para a trajetória de longo prazo. Esta seção se ocupa em produzir evidências adicionais por vias de exercícios de robustez. No tocante à dinâmica de longo prazo, a Tabela 5 traz testes de cointegração propostos por Johansen e Juselius (1990). Já no tocante à dinâmica de curto prazo, a Tabela 6 reporta resultados de testes de causalidade do tipo Granger.

Começando pela dinâmica de longo prazo, apresentada na Tabela 5, a dinâmica de cointegração verificada pelos *bounds testing* permanece inalterada para os regimes previdenciários agregado e urbano. No tocante ao regime rural, a relação de cointegração foi verificada apenas na especificação estimada com a *dummy* reforma da previdência. O mesmo não ocorreu naquelas que testam para o regime

rural sem a variável *dummy* (especificação 5). Os testes mostrados até aqui são alentadores, pois mostram que a previdência no Brasil é sustentável, porém medidas adicionais que corrijam a trajetória da previdência rural devem ser pensadas, a fim desta sustentabilidade permanecer diante das mudanças do perfil demográfico brasileiro esperadas para os próximos anos.

Quanto à dinâmica de curto prazo, na Tabela 6 são apresentados os testes de Granger-Causalidade aos moldes do proposto por Toda e Yamamoto (1995). O procedimento empírico envolve a estimação de um Vetor Autorregressivo (VAR) capaz de testar restrições integradas e não integradas. A hipótese nula dos testes é de ausência de causalidade no sentido de Granger. Dado que, nesta técnica, todas as variáveis do modelo são consideradas endógenas, foram necessárias seis estimações contemplando: i) modelos 1 e 2; ii) modelos 3 e 4; iii) modelos 5 e 6; iv) modelos 7 e 8; v) modelos 9 e 10 e; finalmente, vi) modelos 11 e 12.

Tabela 5. Testes de cointegração (Johansen)

Discriminação	Teste de Cointegração Johansen	
	Estatística do Traço	Nº de vetores cointegrantes
1 – Modelos 1 e 2 – Previdência Total sem <i>Dummy</i> reforma	10.51 [0.24]	1
2 – Modelo 3 e 4 – Previdência Total com <i>Dummy</i> reforma	7.81 [0.48]	1
3 – Modelo 5 e 6 – Previdência Urbana sem <i>Dummy</i> reforma	9.40 [0.32]	1
4 – Modelo 7 e 8 – Previdência Urbana com <i>Dummy</i> reforma	7.16 [0.55]	1
5 – Modelo 9 e 10 – Previdência Rural sem <i>Dummy</i> reforma	6.57 [0.01]	3
6 – Modelo 11 e 12 – Previdência Rural com <i>Dummy</i> reforma	14.1 [0.08]	1

Teste de Johansen:  $H_0$  = pelo menos r vetores de cointegração.

Os coeficientes e os seus respectivos p-valores dos testes de Granger-causalidade indicam, para o caso das receitas e despesas totais do RGPS, causalidade em ambas as direções. Ou seja, uma vez que a hipótese nula de não causalidade é rejeitada, a curto prazo a arrecadação do RGPS exerce efeitos causais sobre as despesas e vice-versa. Resultados semelhantes podem ser vistos quando observados os testes 3 e 4, que estimam causalidade para os modelos restritos à previdência dos regimes urbanos de trabalho. Nestes, há novamente causalidade de curto prazo em ambas as direções.

Tabela 6. Testes de Granger-Causa Toda e Yamamoto

	H <sub>0</sub> : X não Granger-causa Y	Coef. [p-valor]	H <sub>0</sub> : Y não Granger-causa X	Coef. [p-valor]
Teste 1	Receitas Totais → Despesas	13.75 [0.00]	Despesas Totais → Receitas	8.51 [0.01]
Teste 2	Receitas Totais → Despesas com <i>dummy</i>	12.8 [0.00]	Despesas Totais → Receitas com <i>dummy</i>	7.14 [0.02]
Teste 3	Receitas Urbanas → Despesas	17.1 [0.00]	Despesas Urbanas → Receitas	9.01 [0.01]
Teste 4	Receitas Urbanas → Despesas com <i>dummy</i>	16.05 [0.00]	Despesas Urbanas → Receitas com <i>dummy</i>	7.54 [0.02]
Teste 5	Receitas Rurais → Despesas	0.18 [0.91]	Despesas Rurais → Receitas	1.20 [0.54]
Teste 6	Receitas Rurais → Despesas com <i>dummy</i>	0.02 [0.98]	Despesas Rurais → Receitas com <i>dummy</i>	2.96 [0.23]

Nota: P-valores entre colchetes.

Resultados de curto prazo muito distintos foram encontrados para as rubricas do RGPS restritos a trabalhadores rurais, explicitados acima, nos testes 5 e 6. Nestes, a hipótese de não causalidade dos testes não foi rejeitada em ambos os casos para receitas e despesas. Tais ausências de causalidade revelam que o regime de previdência rural tem dinâmica própria e muito distinta dos regimes urbano e do RGPS agregado. Suas despesas não são causadas e, portanto, não dependem de disponibilidade prévia de receitas para crescer, a exemplo do que é verificado nos demais regimes.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou empiricamente a sustentabilidade do regime previdenciário brasileiro entre 01/2003 e 06/2022 via Modelos Autorregressivos com Defasagens Distribuídas (ARDL). A análise de cointegração aferida pelos *bounds testing approach* mostrou que, apesar dos déficits de curto prazo, as relações de cointegração entre receitas e despesas são mantidas para o Regime Geral de Previdência Social (RGPS). O mesmo vale para as receitas e despesas do regime urbano, cujos déficits têm comportamento muito mais cíclico. Este é um resultado alentador, já que apesar das mudanças estruturais do perfil demográfico, somadas à larga informalidade no Brasil, relações de cointegração ainda são constatadas.

No que se refere aos trabalhadores rurais, a relação de cointegração não é verificada em todos os modelos, indicando que os déficits são mais estruturais e causados por um comportamento anômalo da arrecadação, evidenciando como subsídios previdenciários a trabalhadores e produtores rurais podem pôr a sustentabilidade da previdência como um todo em risco. Aqui, tem-se um claro contraponto entre os objetivos da previdência de ser financeiramente sustentável vis-à-vis ampliar a cobertura e distribuir renda. Uma sugestão de agenda futura envolvendo esta temática é verificar se as regras previdenciárias atuais que subsidiam o setor rural têm impactos relevantes sobre indicadores sociais como pobreza e desigualdade, entre outros.

Quanto à análise de curto prazo aferida pelos Mecanismos de Correção de Erro (ECM), vê-se que a dinâmica do ajuste à trajetória de longo prazo é demasiadamente lenta, menos de 5% dos choques retornam à tendência de longo prazo no primeiro mês em todos os modelos. Isso pode estar por traz dos consecutivos déficits apresentados pelo RGPS nas últimas décadas. Tais déficits, embora sejam problemas de curto prazo, se analisados de forma consecutiva, podem colocar as relações de longo prazo e, com isso, a sustentabilidade do RGPS em risco.

A sustentabilidade de longo prazo do regime previdenciário brasileiro, considerando a mudança do perfil etário cujo envelhecimento é uma tendência inevitável, também o tamanho da informalidade no país e as mudanças do padrão tecnológico observadas no mundo e que poupan trabalho, indicam que novas reformas deverão entrar no radar a médio prazo. Dada a dinâmica da aposentadoria rural, manter a sustentabilidade do RGPS no Brasil, preservando benefícios sociais, dependerá de uma revisão dos subsídios dados aos trabalhadores do campo que se aposentam sem contribuir. Isso certamente envolverá a ação coordenada das pastas da Previdência Social, da Fazenda, do Planejamento, da Agricultura e do Trabalho.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Afonso, A. & Rault, C. (2009). Bootstrap Panel Granger Causality between Government Spending and Revenue in the EU. *Economics Bulletin*, 29, 2542-2548. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1310677>
- Attanasio, O. P. & Brugiavini, A. (2003). Social Security and Households' Saving. *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1075-1199. <https://doi.org/10.1162/00335530360698504>
- Attanasio, O. P. & Weber, G. (2010) Consumption and Saving: Model of Intertemporal Allocation and their Implications for Public Policy. *Journal of Economic Literature*. 48(3), 693-751. doi: 10.1257/jel.48.3.693
- Beltrão, K. I., Camarano, A. A. & Melo, J. L. (2005) Mudanças nas Condições de Vida dos Idosos Rurais Brasileiros: Resultados não esperados dos avanços da Seguridade Rural. Texto para Discussão IPEA 1066.
- Chang, T. & Chiang, G. (2009). Revisiting the Government Revenues and Expenditures Nexus: Evidence from 15 OECD Countries Based on the Panel Data Approach. *Czech Journal of Economics and Finance*, 59, 165-172.
- Caetano, M. A. (2016) Solvência Fiscal de Longo Prazo dos Regimes Próprios de Previdência Social nos Estados e Municípios. Texto para discussão IPEA 2195.
- Diamond, P. (1977) A Framework for Social Security Analysis. *Journal of Public Economic*, 8, 275-298. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(77\), 90002-0](https://doi.org/10.1016/0047-2727(77), 90002-0)
- Duggan, M., Singleton, P. & Song, J. (2007) Aching to Retire? The Rise of the Full Retirement Age and its impact on Social Security Disability Rolls. *Journal of Public Economic*, 91, 1227-1250. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.12.007>
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Engels, B., Gayer, J. & Haan, P. (2017) Pension Incentives and Early Retirement, *Labour Economics*, 47, 216-231. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2017.05.006>
- Faruqee, H., Mühleisen, M. (2003) Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability, *Japan and the World Economy*, 15(2), 185-210. [https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(02\)00017-8](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(02)00017-8)
- Fountas, S. & Wu, JL (1995). Are the Greek budget deficits too large? *Applied Economics Letters*, 3(7), 487-490. <http://dx.doi.org/10.1080/758540812>
- Ferreira, C. R. & Souza, S. C. I. (2008). “Aposentadorias e Pensões” e Desigualdade de Renda: Uma Análise para o Brasil no Período 1998-2003, *Revista de Economia Contemporânea*, 12(1), 41-66. <https://doi.org/10.1590/S1415-98482008000100002>

- Giambiagi, F., Mendonça, J. L. O., Bletrão, K. I. & Ardeo, V. L. (2004). Diagnóstico da Previdência Social no Brasil: O que foi feito, o que falta Reformar? *Pesquisa e Planejamento Econômico ppe*, 34(3), 365-418.
- Giambiagi, F. & Além, A. C. (2008). *Finanças Públicas: Teoria e Prática no Brasil* (3ª Edição). Rio de Janeiro: Campus Elsevier.
- Gruber, J. & Wise, D. (2004). *Social Security Programs and Retirement Around the World*. Chicago: Chicago University Press.
- Hoffman, R. (2009). Desigualdade na Distribuição de Renda no Brasil: A Contribuição de Aposentadorias e Pensões e de outras parcelas do Rendimento Domiciliar per capita. *Economia e Sociedade*, 18(1), 213-231.
- Holland, M. B. & Málaga, T. (2018). *Previdência Social no Brasil: Propostas para uma Reforma de Longo Prazo*. Working paper FGV 487.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Lima, D. V., Wilbert, M. D. & Silva, A. V. V. (2021). Impacto da Reforma Trabalhista na Informalidade e nas Contas Previdenciárias no Brasil, *Revista do Trabalho, Política e Sociedade*, 6(10).
- Medeiros, M. & Souza, P. (2014) Previdências dos trabalhadores dos setores público e privado e desigualdade no Brasil. *Economia Aplicada*, 18(4), 603-623. <https://doi.org/10.1590/1413-8050/EA344>
- OECD. (2006). *Live Longer, Work Longer. Ageing and Employment Policies*, OECD Publishing France.
- OECD. (2011). *Pensions and a Glance*. OECD Publishing.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S. (ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. Cambridge: Cambridge University Press, 371-413.
- OIT (2011) *Seguridad Social para la Justicia Social y una Globalización Equitativa*. Disponível em: [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed\\_norm/---relconf/documents/meetingdocument/wcms\\_154235.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_norm/---relconf/documents/meetingdocument/wcms_154235.pdf)
- Pesaran, H. & Shin, Y. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pocchenino, R. A. & Pollard, P. S. (1997) The Effects of Annuities, Baquets and Aging in an Overlapping Generations Model of Endogenous Growth. *The Economic Journal*, 107, 26-46. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00140>

- Reis, P. R. C., Silveira, S. F. R. & Braga, M. J. (2013). Previdência Social e Desenvolvimento Socioeconômico: Impactos nos Municípios de Pequeno Porte de Minas Gerais. *Revista de Administração Pública*, 47(3). <https://doi.org/10.1590/S0034-76122013000300005>
- Salomão, B. A. N. & Gomes da Silva, C. (2022). Assimetrias e Causalidades entre as Receitas e Despesas no Brasil. *Estúdios Econômicos*, XI(80), 191-221. <https://doi.org/10.52292/j.estu-decon.2023.2758>
- Salomão, B. A. N. (2022). Is There Evidence of the Expansionary Austerity in Brazil? 55ª Jornadas Internacionales de Finanzas Públicas.
- Schwab, K. (2016). *The Forth Industrial Revolution*. New York: Crown Business.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

© 2024 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>