



# VARIÁVEIS ECONÔMICAS E SEUS EFEITOS SOBRE A ARRECADAÇÃO DO RGPS NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DO MODELO VEC PARA O PERÍODO DE 2002 A 2014

Dayane Ferreira Quintanilha<sup>1</sup>

Graciela Aparecida Profeta<sup>2</sup>

Simone Manhães Arêas Mérida<sup>3</sup>

## Resumo

O objetivo geral deste artigo é mensurar e analisar os impactos de variáveis econômicas na arrecadação do regime geral da previdência social do Brasil, no período de 2002 a 2014. Para tanto, utilizou-se de revisão de literatura para identificar os fatores que influenciam a arrecadação do RGPS e aplicou-se modelos de econométricos de séries temporais. Os principais resultados apontam que o aumento do crescimento econômico do país, medido em termos do produto interno bruto, implica positivamente na arrecadação do RGPS. Além disso, notou-se que alterações em variáveis macroeconômicas se apresentam como fatores determinantes para o comportamento do RGPS.

---

<sup>1</sup> Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal Fluminense, Brasil (2017). Premiada no 28º Prêmio de Monografia Economista Celso Furtado em 2018.

<sup>2</sup> Professora Adjunto III do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense- Polo de Campos dos Goytacazes. Possui Mestrado e Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

<sup>3</sup> Professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense (UFF), Instituto de Ciências da Sociedade e Desenvolvimento Regional. Formada em Ciências Econômicas; Mestre em Economia Empresarial e Doutoranda em Planejamento Regional e Gestão de Cidades pela Universidade Candido Mendes.



**Palavras-chave:** variáveis macroeconômicas, RGPS, econometria de séries temporais

### Abstract

The general objective of this article is to measure and analyze the impacts of economic variables on the collection of the general social security system of Brazil, from 2002 to 2014. For that, a literature review was used to identify the factors that influence the collection of RGPS and applied time series econometric models. The main results indicate that the increase of the economic growth of the country, measured in terms of the gross domestic product, positively implies the RGPS collection. In addition, it was noted that changes in macroeconomic variables present themselves as determining factors for RGPS behavior.

**Key words:** macroeconomic variables, RGPS, time series econometrics

**JEL:** C22, E64 e I38

## 1. Introdução

O sistema previdenciário brasileiro tem sido tema de inúmeras discussões no campo político e econômico desde os anos de 1988, quando este foi instituído como direito social na Constituição Federal. Porém, os números alarmantes, que são frequentemente, divulgados pelo Instituto Nacional de Serviço Social (INSS) têm preocupado todas as esferas da sociedade, principalmente o poder Executivo, que vem realizando diversas tentativas de reformas em busca do que se acredita ser a melhor estrutura para sistema.

Inúmeros pesquisadores têm concentrado seus esforços em tentar buscar quais motivos levam aos constantes déficits apresentados pelo INSS, tais como Paulo Tafner, Fabio Giambiagi,



Eduardo Fagnani, Denise Gentil, dentre outros. Entretanto, considera-se igualmente importante compreender quais fatores, tanto econômicos quanto demográficos, possuem influência sobre as fontes de arrecadação.

Neste sentido, Costanzi (2016), assim como Tafner, Botelho e Erbisti (2015a), sustentam que o envelhecimento da população nos próximos anos deve piorar a relação entre contribuintes e beneficiários, pressionando as contas da previdência e pondo em risco a sustentabilidade da Seguridade Social. Isto porque, tem-se notado significativas alterações na pirâmide etária do país, em que o “topo” está aumentando, o que significa aumento da população idosa, e a “base” diminuindo, dada a redução das taxas de fecundidade e de natalidade.

Pode-se verificar o avanço do envelhecimento populacional, por meio das projeções para 2030 e 2050 realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que mostram uma população maior de idosos acima de 65 anos. As mesmas projeções mostram também que as bases das pirâmides estão diminuindo, o que sugere uma queda nos nascimentos e, por consequência, na população jovem.

Ainda referente às mudanças demográficas, segundo Tafner (2015), observa-se uma previsão de redução da taxa de fecundidade e da população economicamente ativa (PEA) de 25 anos, indicando que cada vez menos crianças vêm ao mundo e que os jovens estão entrando mais tarde no mercado de trabalho, comprometendo a arrecadação presente e futura. Esta mudança demográfica pode ser verificada por meio da Figura 1.

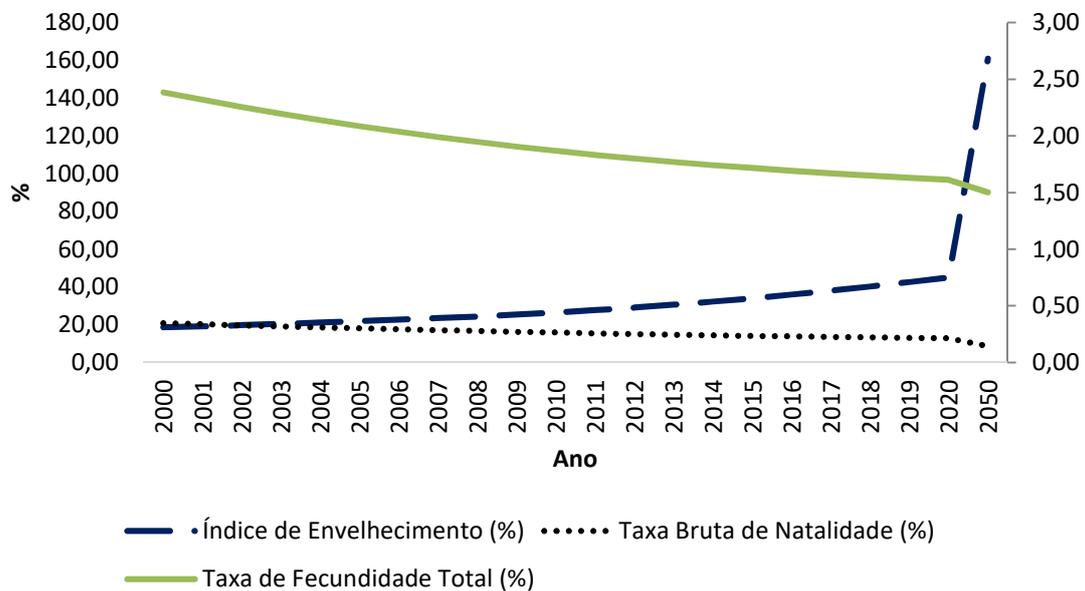


Figura 1 - Projeção das taxas brutas de Natalidade, Fecundidade e do Índice de Envelhecimento no Brasil, em %, de 2000 a 2020, com projeção para 2050  
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBGE.

Como pode ser averiguado pela Figura 1, a taxa de fecundidade apresentou uma tendência de decréscimo ao longo do período analisado. As mudanças mais significativas podem ser notadas a partir da taxa de natalidade e do índice de envelhecimento. Logo, nota-se que a taxa de natalidade vem sofrendo constantes quedas ao longo dos anos, o que indica que menos crianças vêm ao mundo, e, por consequência, menos jovens estarão em idade ativa anos a frente. Quanto ao índice de envelhecimento, confirma-se o fato de que as pessoas têm vivido mais, o que incorre em aumento do tempo de recebimento do benefício.

Destarte, outro fator que impacta nas contas previdenciárias é o baixo crescimento econômico dos últimos anos observado no país. Este fator estaria diretamente associado à



instabilidade econômica, com aumento da taxa de desemprego e do nível de informalidade. Conforme informações do IBGE (2015), há uma tendência de decréscimo na taxa de informalidade entre os anos de 2000 até 2013. Já a taxa de desemprego também apresentou declínio de 2003 a 2014, quando esta aumenta novamente a partir de 2014. Quanto ao PIB, este apresenta oscilação durante todo o período analisado (2000 a 2015), onde observou-se uma relação inversa com a taxa de desemprego, entre os anos de 2013 a 2015.

Além disso, de acordo como Tafner, Botelho e Erbisti (2015b), é importante notar que, após a Constituição Federal de 1988, aumentou-se consideravelmente o número de pessoas que alcançaram benefícios sociais, particularmente quanto à aposentadoria, resultando em um aumento vultoso nos gastos, conforme apresentado na Figura 2.

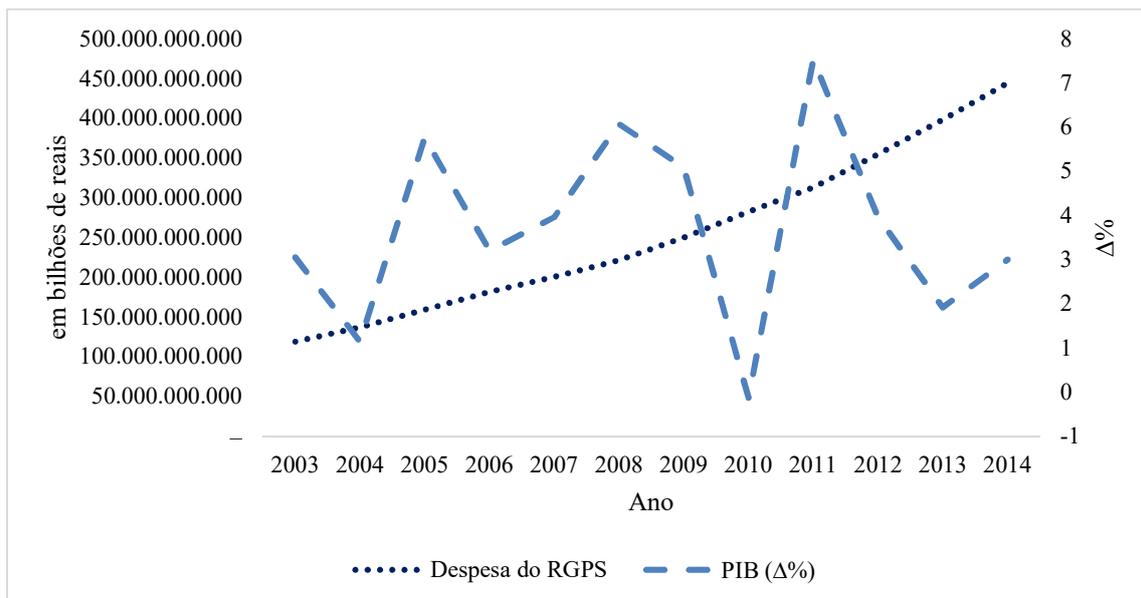


Figura 2- Relação da despesa do RGPS em relação à variação percentual do PIB no Brasil de 2003 a 2014.



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do IBGE (2015).

De acordo com a Figura 2, é possível observar que as despesas aumentaram em ritmo constante de 2003 a 2014, enquanto o PIB oscilou em todo o período. Nota-se, portanto, uma relação inversa entre as variáveis em praticamente todo o período, em que houve uma retração do PIB a partir de 2012 com aumento das despesas do RGPS. Assim, devido a esta relação inversa nos últimos anos, resulta-se na necessidade de parcelas cada vez maiores do PIB no pagamento das despesas (GIAMBIAGI e AFONSO, 2015).

Outro fator econômico relevante são os constantes aumentos no salário mínimo. De acordo com Giambiagi e Afonso (2015), o salário mínimo teve aumento real superior a 158% entre 1994 e 2013. Segundo os autores, este aumento impactou fortemente nas despesas do RGPS, pois o salário mínimo é o indexador do piso dos benefícios previdenciários. Assim, comparando-se ao crescimento do PIB, “nossa capacidade de gerar riqueza aumentou a uma taxa de cerca de 3% ao ano, enquanto que (...), o SM [salário mínimo], cresceu a uma taxa superior a 5% ao ano” (GIAMBIAGI e AFONSO, 2015, p. 125).

Logo, dados os argumentos citados, autores defendem uma necessária e urgente reforma no sistema previdenciário brasileiro. É consenso entre os pesquisadores que os constantes aumentos nas despesas do RGPS, devido as mudanças demográficas e as previsões insatisfatórias para o contexto econômico do país, tornam a reforma da previdência extremamente importante para as contas públicas e para os cidadãos que contribuem hoje, e que pretendem se aposentar no futuro.



Desta forma, este artigo baseia-se na hipótese de que o desempenho do crescimento econômico do país e do mercado de trabalho, são fatores que possuem impacto no RGPS. Em vista disso, supõe-se que o volume de receita do regime varia diretamente com o PIB; e que a taxa de desemprego, variável de grande sensibilidade mediante mudanças no cenário econômico, pode reduzir significativamente a arrecadação do mesmo, sendo esta última a de maior impacto. Assim sendo, objetiva-se mensurar e analisar os impactos de variáveis macroeconômicas na arrecadação do RGPS, conforme previsto no artigo 195 da Constituição Federal de 1988, no período de 2002 a 2014.

## 2. Sistemas previdenciários na América Latina e suas similaridades com o do Brasil

Em um estudo realizado por Mesa-Lago (2008) que comparou 20 países da América Latina por meio do uso de 11 indicadores para sinalizar a antiguidade de implantação e o grau de desenvolvimento dos sistemas de seguridade social, o autor identificou três grupos de países. Estes grupos foram classificados como pioneiros-alto, onde estão Uruguai, Argentina, Chile, Cuba, Brasil e Costa Rica; intermediários, grupo composto por Panamá, México, Peru, Colômbia, Bolívia, Equador e Venezuela; e, tardios-baixo que abrangem Paraguai, República Dominicana, Guatemala, El Salvador, Nicarágua, Honduras e Haiti. Os resultados obtidos por Mesa-Lago (2008) indicaram que os países pioneiros apresentavam sistemas previdenciários com percentual mais elevado da população coberta, maiores níveis de contribuição sobre a folha de pagamentos, maior gasto social como percentual do PIB, maior proporção do gasto social destinado a aposentadorias, maior desequilíbrio financeiro, maior proporção de pensionistas em relação aos contribuintes, maior percentual de



idosos na população e maior expectativa de vida ao nascer. Logo, Mesa-Lago (2008) identificou uma relação positiva entre o grau de desenvolvimento do seguro social e o nível de desenvolvimento econômico nos países.

Ainda conforme Mesa-Lago (2008), dos países que compõem a CEPAL, dez privatizaram total ou parcialmente os seus sistemas de pensões, passando de um benefício e contribuição definida que significaria pagar conforme o uso para administração pública a privada, mas com três modelos diferentes: (1) substitutivo (total): Chile, Bolívia, República Dominicana, El Salvador e México; (2) misto: Argentina, Costa Rica e Uruguai, e (3) Paralelo: Colômbia e Peru. Os outros dez países mantiveram sistemas públicos: Brasil, Cuba, Equador, Guatemala, Haiti, Honduras, Nicarágua, Panamá, Paraguai e Venezuela.

Então, quanto à proteção social nos países que compõem a Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), pode-se dizer que os governos da maioria desses países, mesmo que em diferentes momentos e de forma distinta, ampliaram os investimentos sociais e introduziram inovações nas políticas de proteção social nas duas últimas décadas. Como resultado de tal ação, no campo social houve ganhos positivos em termos de cobertura e impacto das ações.

Segundo Viana et. al (2017), o gasto social público, de modo geral, nos países que compõem a CEPAL, por exemplo, passou de 12,6% do Produto Interno Bruto (PIB) no biênio 1991-1992 para 19,5% no biênio 2013-2014. Destaca-se que a maior parte desse gasto destinou às áreas de previdência e de assistência social, cujo gasto passou de 5,5% para 9% do PIB. Estes números, a priori, sugerem uma retomada do crescimento econômico na região com maior preocupação com o desenvolvimento mais igualitário.



Contudo, apesar dos avanços obtidos, existem autores que criticam essa ideia de um viés mais social do desenvolvimento. Entre eles tem-se Lo Vuolo (2016) que afirma que a instabilidade econômica é um problema estrutural nos países latino-americanos; e com isso os sistemas de proteção social não funcionam como instrumentos anticíclicos de modo a garantir o bem-estar dos grupos mais vulneráveis. Ademais, Lo Vuolo (2016), reconhece que mesmo perante o crescimento e às melhorias na cobertura da política social e seus impactos no emprego e na redução da pobreza, estas características estruturais continuam na região. Cabe ressaltar ainda que o crescimento americano está perdendo força, visto que este surgiu de um contexto internacional favorável: uma economia global em crescimento, baixas taxas de juros, fluxos de capital, altos preços de commodities, etc.

No caso específico da situação do Brasil, tem-se Pochmann (2012) citado por Viana et al (2017) que ao analisar o fenômeno da mobilidade social ocorrida no Brasil nos anos 2000, rejeita a ideia de mudança de uma sociedade de classe média, uma vez que as ocupações geradas no período foram caracterizadas por baixa qualificação e baixos rendimentos, com condições de trabalho precárias e grande instabilidade profissional.

Ademais, segundo Viana et. al (2018), o atual contexto econômico e político de países da América Latina e Caribe leva a possíveis contestações de análises otimistas quanto ao desenvolvimento com cunho mais social. O que se nota é, na verdade, um cenário de recessão econômica em diversos países da região como Brasil, Argentina, México e Venezuela e redução do crescimento em outros como Colômbia e Chile. Tal contexto, obviamente gera impactos negativos sobre o mercado de trabalho, uma vez que a tendência é de aumento das taxas de desemprego,



deterioração da qualidade dos postos de trabalho, estagnação dos salários e aumento da informalidade. Além disso, Viana et al (2017) enfatiza a ascensão de governos ideologicamente mais alinhados com o discurso neoliberal em diversos países da região o que também pode sugerir a possibilidade de um novo recuo do Estado na área social.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Descrição e Fonte de Dados

As discussões até então apresentadas sugerem que as contas previdenciárias sofrem impactos de variáveis econômicas e demográficas. Entretanto, as variáveis demográficas disponíveis no Brasil não puderam ser utilizadas na análise, devido às mesmas serem coletas pelo IBGE por censo, e, dessa forma, apresentarem disponibilidade apenas anual, e, às vezes com interrupções de coletas.

Logo, optou-se nesta pesquisa por utilizar apenas as variáveis macroeconômicas, que estavam disponíveis em periodicidade mensal e ininterruptos, correspondendo ao período de março de 2002 a dezembro de 2014. Assim, as variáveis que foram adotadas para mensurar os impactos sobre a arrecadação do RGPS no Brasil, no período de 2002 a 2014, foram: arrecadação real bruta do RGPS (ARDR), PIB real (PIBR), taxa SELIC (TS), taxa de desemprego (TD), salário mínimo real (SMR) e taxa de informalidade (TI).

Como arrecadação do RGPS, utilizou-se o conceito de arrecadação bruta do INSS, pois esta compreende o somatório do valor dos recursos próprios (arrecadação bancária, rendimento de aplicações financeiras e outros) e o valor das transferências da União (arrecadação SIMPLES, COFINS e outros), o que está condizente com a Constituição Federal de 1988 e com a Lei do Plano



de Custeio da Seguridade Social. Os dados referentes à arrecadação foram obtidos na base de dados históricos do Fundo do Regime Geral de Previdência Social-FRGPS (disponibilizados pela previdência social). Ressalta-se que a arrecadação bruta foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC – índice geral, obtido no IBGE), na base de dezembro de 2014, utilizando a seguinte fórmula:

$$ARDR = \frac{\text{Arrecadação bruta}}{\frac{\text{Índice Geral do INPC}}{\text{Índice Geral do INPC de dezembro de 2014}}} \quad (1)$$

Os dados referentes ao PIB real, o qual corresponde ao valor dos bens e serviços produzidos em um determinado ano, avaliados aos preços vigentes em algum outro ano específico do passado, foi obtido segundo os dados do Banco Central do Brasil- BACEN (para o PIB nominal) e do IBGE (para o INPC), também utilizando o mês de dezembro do ano de 2014 como base. Assim, a fórmula utilizada foi:

$$PIBR = \frac{\text{PIB nominal}}{\frac{\text{Índice Geral do INPC}}{\text{Índice Geral do INPC de dezembro de 2014}}} \quad (2)$$

A taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC), que é a taxa de juros básica da economia brasileira, foi obtida junto ao BACEN. A taxa de desemprego, que é o percentual de trabalhadores desempregados nas regiões metropolitanas, na semana de referência, foi obtida segundo a pesquisa mensal de emprego, realizada pelo IBGE. Vale mencionar que esta foi dessazonalizada pelo método X-12-ARIMA. O salário mínimo real foi obtido na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), sendo este o salário mínimo nominal deflacionado pelo INPC.



A taxa de informalidade, que representa o percentual de trabalhadores autônomos informais, foi obtida utilizando os dados do IBGE e com base no trabalho de Leite et al. (2010), por meio da fórmula:

$$TI = \frac{(SC+CP)}{PO}, (3)$$

em que: SC é a quantidade de empregados sem carteira assinada; CP é a quantidade de trabalhadores por conta própria; e PO é a população ocupada.

Em tempo, dado que o período de análise empregado neste artigo foi de março de 2002 a dezembro de 2014, este gerou uma amostra de 154 observações. Salienta-se que apesar de haver disponibilidade de dados mais recentes, optou-se por não utilizá-los, pois a metodologia do FRGPS, atualmente, sofreu uma mudança drástica em sua apresentação, em comparação aos anos anteriores. Deste modo, não ficou claro se os dados utilizados na arrecadação bruta foram obtidos da mesma forma que os obtidos no período de 2002 a 2014, podendo, assim, incorrer em um viés de especificação no modelo. Por fim, utilizou-se o software Eviews6 para realizar as estimativas.

### 3.2 O Modelo Econométrico e os Procedimentos de Estimação

A fim de se verificar as variáveis que apresentam maior influência na arrecadação do RGPS, durante o período de análise, o modelo econométrico adotado está apresentado na Equação 1.

$$ARDR_{t-k} = \beta_0 + \beta_1 TD_{t-k} + \beta_2 SMR_{t-k} + \beta_3 TI_{t-k} + \beta_4 TS_{t-k} + \beta_5 PIBR_{t-k} + \varepsilon_t \text{ (Eq.1)}$$



em que ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS, em reais; PIBR ao produto interno bruto real, em reais; SMR ao salário mínimo real, em reais; TD à taxa de desemprego, em %; TI à taxa de informalidade, em %; TS à taxa SELIC, em %;  $\varepsilon$  o termo de erro;  $t$  o tempo; e  $k$  é o número de defasagens.

Como observado, a variável a ser explicada por meio da Equação 1 é a ARDR, ou seja, a arrecadação bruta real do RGPS. As demais variáveis incluídas na equação buscam explicar, via o modelo proposto, as variações da ARDR. Logo, o se espera que o coeficiente estimado para a constante,  $\beta_0$ , mesmo que não haja influência das variáveis citadas pela literatura, apresente sinal positivo, uma vez que haverá pessoas empregadas, empresas e circulação de renda gerando impostos que implicam em arrecadação para o RGPS.

Quanto à taxa de desemprego (TD), espera-se que um aumento na mesma, o seu coeficiente,  $\beta_1$ , apresente um sinal negativo devido à perda de arrecadação compulsória incidente sobre a folha de pagamentos. No que se refere ao salário mínimo real (SMR), o  $\beta_2$  pode apresentar sinal positivo, em relação à arrecadação, nos primeiros meses após seu aumento.

Entretanto, com o passar dos meses, espera-se que o sinal seja negativo, pois um aumento no SMR provoca desemprego, reduzindo, deste modo, a arrecadação. Quanto ao coeficiente da taxa de informalidade,  $\beta_3$ , espera-se que um aumento na taxa de informalidade (TI) apresente sinal negativo em relação à arrecadação; isto porque um aumento na TI leva à redução da arrecadação a partir do momento que o cidadão para de contribuir por obrigatoriedade.

No que tange à taxa SELIC (TS), acredita-se que dado um aumento desta, tem-se uma diminuição no incentivo a investir,



reduzindo a produção de bens e lucros, implicando em um aumento do nível de desemprego. Assim, espera-se que o sinal apresentado por  $\beta_4$  seja negativo. Por fim, no que diz respeito ao produto interno bruto real (PIBR), devido a este ser um indicador da atividade econômica, e uma variável de renda, espera-se que um aumento em seu coeficiente estimado,  $\beta_5$ , provoque um aumento consecutivo na arrecadação, apresentando, portanto, um sinal positivo.

Quanto aos procedimentos econométricos necessários à estimação da Equação de Arrecadação (Equação 1), ressalta-se que dado que neste artigo utiliza-se séries de tempo, é primordial realizar, inicialmente, uma análise gráfica e um teste formal, a fim de se verificar a estacionariedade das séries. Pela análise gráfica é possível observar se a variável tende ou não a ser estacionária, conforme comportamento apresentado ao longo do tempo. Se a variável apresentar um crescimento ou decréscimo constante, pode-se dizer que há um forte indício de que a série não seja estacionária. Caso contrário, se a série apresentar um comportamento em torno da média, de  $t_1$  a  $t_n$ , espera-se que ela seja estacionária.

Entretanto, esta análise, apesar de necessária, não é suficiente para definir a estacionariedade das séries, sendo indispensável a realização de teste formal de raiz unitária.

Quanto ao teste formal de raiz unitária, utilizou-se o Augmented Dickey-Fuller (ADF), que é o mais comum, a fim de se determinar a ordem de integração das variáveis. O teste ADF testa a hipótese nula quanto à presença de raiz unitária (da série não ser estacionária em nível) contra a hipótese alternativa de a série ser estacionária, “considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (...) e também possibilita a realização de testes



conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência” (MARGARIDO et al., 2004, p. 82). Assim, se todas as séries forem estacionárias em nível, ou seja, integradas de ordem zero –  $I(0)$  –, o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) deve ser empregado, pois apresentarão os melhores estimadores não tendenciosos e eficientes. Entretanto, se as séries analisadas mostraram-se não estacionárias, integradas em primeira e, ou segunda ordem –  $I(1)$  e  $I(2)$  –, é adequada a aplicação de modelos de séries temporais, tais como o modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e, em caso de se observar relação de equilíbrio de longo prazo, o modelo Vetorial de Correções de Erros (VEC) é o mais indicado.

De acordo com Gujarati (2006), o modelo VAR assume que não há distinções entre variáveis (exógenas ou endógenas), ou seja, não há preocupação em definir as variáveis explicadas e explicativas como nos demais modelos de equações simultâneas. Assim, tem-se um método simples e fácil de ser estimado.

A estimação de um modelo VAR, representada pelas matrizes (I) e (II), na forma simples bivariada, como exemplo, possibilita que sejam observadas as correlações entre as variáveis, principalmente a partir da forma reduzida. A matriz (I) representa a forma estrutural e a matriz (II) representa sua forma reduzida.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (I)$$

em que  $\varepsilon_{(t,1)}$  e  $\varepsilon_{(t,2)}$  são ruídos brancos, os erros. Gujarati (2006) complementa dizendo que os erros no modelo VAR são chamados de choques, impulsos ou inovações. Já, a sua forma reduzida é representada pela matriz (6)



$$\begin{bmatrix} Z_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \text{ onde: (II)}$$

$$c_{11} = \frac{\gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}}{1 - b_{12}b_{21}}, \quad c_{12} = \frac{\gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}}{1 - b_{12}b_{21}}, \quad c_{21} = \frac{\gamma_{21} - b_{21}\gamma_{11}}{1 - b_{12}b_{21}}, \quad c_{22} = \frac{\gamma_{22} - b_{21}\gamma_{12}}{1 - b_{12}b_{21}},$$
$$u_{1,t} = \frac{\varepsilon_{1,t} - b_{12}\varepsilon_{2,t}}{1 - b_{12}b_{21}}, \quad u_{2,t} = \frac{\varepsilon_{2,t} - b_{21}\varepsilon_{1,t}}{1 - b_{12}b_{21}}.$$

De acordo com Gujarati (2006), “o termo autorregressivo deve-se à aparência do valor defasado da variável dependente (...) e o termo vetor deve-se ao fato de que lida-se com um vetor de duas (ou mais) variáveis” (Ibid, p. 779). Assim, as equações resultantes poderão ser estimadas por MQO.

O modelo VAR permite “analisar as interrelações entre múltiplas variáveis a partir de um conjunto mínimo de restrições de identificação (...) que permitam identificar o componente ‘exógeno’ de cada variável, possibilitando a estimação do efeito de um ‘choque’ nessa variável sobre as demais” (CAVALCANTI, 2010, p. 251).

Os resultados do VAR, geralmente, são apresentados pela Função Impulso-Resposta (FIR) e pela Decomposição da Variância (DV). De acordo com Mayorga et al. (2007), a FIR fornece a projeção do comportamento de cada variável exógena, na variável endógena, por meio de choques causados por variáveis residuais. Já a DV corresponde à “porcentagem da variância do erro de previsão [que] decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão” (BUENO, 2011, p. 219). Ou seja, é a porcentagem, ou percentual, da variância do erro de previsão conferida aos choques na variável endógena e demais variáveis do modelo. Assim, a DV complementa os resultados obtidos pela FIR.



No modelo VAR, as defasagens de cada equação são representadas por  $k$ . De acordo com Gujarati (2006), para que não haja um número excessivo de defasagens, com risco de haver multicolinearidade, o comprimento máximo de defasagens deve ser obtido por meio do critério de Schwarz (SC), Akaike (AIC), ou ainda, de Hannan-Quinn (HQ).

Para determinar o ordenamento das variáveis, aplica-se o teste de Causalidade de Granger. Este teste possui o objetivo de determinar a relação de precedência entre uma variável  $X$  e uma  $Z$ . Em outras palavras, procura-se identificar se a variável  $X$  causa, no sentido de Granger, a variável  $Z$ . Assim, a hipótese nula pressupõe que  $X$  não causa  $Z$ , contra a hipótese alternativa de que  $X$  causa  $Z$  (CAVALCANTI, 2010). Segundo Bueno (2011), o teste de Causalidade de Granger pode ser ainda aplicado quando se há mais de uma variável, sendo conhecido como teste de bloco-exogeneidade ou de bloco-causalidade.

Após a definição do ordenamento das variáveis no modelo, aplica-se o teste de Cointegração de Johansen. Este teste busca verificar se há relação de longo prazo entre as variáveis. Se as séries forem estacionárias e, ou não houver relação de cointegração, o método de estimação a ser aplicado deve ser o VAR. Porém, havendo ao menos uma relação de cointegração, utiliza-se o modelo VEC.

O modelo VEC corrige o desequilíbrio de curto prazo, por meio do Teorema de Representação de Granger. De acordo com este teorema, “se duas variáveis  $Y$  e  $X$  são cointegradas, a relação entre as duas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro” (GUJARATI, 2006, p. 758). Dessa forma, por meio deste modelo, é possível equilibrar o comportamento de uma variável econômica de curto prazo com seu comportamento de longo prazo.



De acordo com Bueno (2011), estimar um VAR com variáveis não estacionárias, porém diferenciadas, incorre em omissão de variáveis importantes. Esta omissão pode ser corrigida pelo VEC. Portanto, o modelo VEC é um modelo VAR, porém com correção dos erros, ou, melhor dizendo, um VAR aperfeiçoado. Então, o formato de um modelo de correção de erros, conforme Margarido et al. (2004), é dado pela Equação 2:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (\text{Eq.2})$$

$$\text{em que: } \Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad (i = 1, \dots, k-1), \\ \text{e } \Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k).$$

Segundo Harris (1995) apud Margarido et al. (2004), o modelo VEC, na forma da Equação 2, torna possível a incorporação de relações de curto e longo prazo, por meio de correções em  $z_t$ , dadas por meio dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ . Assim, como no VAR, no VEC, além da equação estimada, é possível extrair informações do resultado obtido via modelo empírico, por meio da FIR e da DV.

#### 4. Resultados e discussões

Para obter os melhores e mais verossímeis resultados possíveis, no processo de encontrar o modelo que explique o impacto das variáveis econômicas sobre a arrecadação do RGPS, aplicaram-se diversos testes de confiabilidade necessários ao ajustamento do modelo. O primeiro deles foi o teste ADF, que conforme resultados apresentados na Tabela 1A (apêndice) indicaram que as séries eram não estacionárias em nível. Isto é, I(1) e I(2). Neste caso, o uso do modelo MQO seria inadequado. Ressalta-se também que as séries I(2) sofreram um processo de



diferenciação de modo a se tornarem  $I(1)$ , o que permitiu aplicar os procedimentos de ajuste do modelo VAR. Além do teste de raiz unitária, analisou-se também a Estabilidade Estrutural do modelo. Os resultados apresentados na Figura 1A mostraram que as raízes unitárias inversas se encontraram dentro do círculo unitário. Isto quer dizer que o modelo VAR proposto é estável e pode ser usado para realizar estimativas e inferências estatísticas.

Em sequência, aplicou-se testes para escolher quantas defasagens seriam utilizadas na estimação do VAR, por meio do recurso lag length criteria, disponível no Eviews<sup>6</sup>, que pode ser observado na Tabela 2A. Destarte, os testes baseados nos Critérios de AIC, na Estatística do teste LR modificada sequencialmente (LR) e no Erro de Previsão Final (FPE), apontaram para sete defasagens. Assim, foi definido um VAR (7).

Para determinar o ordenamento das variáveis no modelo, etapa crucial neste tipo de análise, dado que no modelo VAR considera-se todas as variáveis como endógenas, aplicou-se o teste de Bloco-Exogeneidade, apresentado na Tabela 3A. Este permitiu definir a sequência das variáveis, obedecendo o critério da menos endógena para a mais endógena, conforme a estatística de Qui-quadrado ( $\chi^2$ ). Assim, dado que o interesse foi estimar as relações entre os determinantes e a ARDR, o ordenamento definido foi: taxa de desemprego dessazonalizada (TD\_SA), salário mínimo real (SMR), taxa de informalidade (TI), taxa SELIC (TS) e produto interno bruto real (PIBR). Com o objetivo de conhecer a capacidade do modelo de determinar relações de longo prazo, empregou-se o teste de Cointegração de Johansen, cujos resultados estão expostos na Tabela 1.



Tabela 1 - Teste de cointegração de Johansen para o pressuposto de tendência linear com intercepto e sem tendência

Pressuposto de tendência: tendência determinística linear  
Series: ARDR TD\_SA D1SMR TI TS D1PIBR  
Intervalo de espera (na primeira diferença): 1 para 6

<b>Teste de Classificação de Cointegração Irrestrito (Traço)</b>				
Hipótese de Nº de CE(s)	Autovalor	Estatística de Traço	Valor crítico 0,05	p-valor
Nenhum*	0,450345	240,0593	95,75366	0,0000
No máximo 1*	0,368809	152,6835	69,81889	0,0000
No máximo 2*	0,249627	85,50214	47,85613	0,0000
No máximo 3*	0,177538	43,57317	29,79707	0,0007
No máximo 4	0,090060	15,03704	15,49471	0,0585
No máximo 5	0,008579	1,257973	3,841466	0,2620

<b>Teste de Classificação de Cointegração Irrestrito (Máximo autovalor)</b>				
Hipótese de Nº de CE(s)	Autovalor	Estatística de Máximo autovalor	Valor crítico 0.05	p-valor
Nenhum*	0,450345	87,37580	40,07757	0,0000
No máximo 1*	0,368809	67,18138	33,87687	0,0000
No máximo 2*	0,249627	41,92897	27,58434	0,0004
No máximo 3*	0,177538	28,53613	21,13162	0,0038
No máximo 4	0,090060	13,77906	14,26460	0,0595
No máximo 5	0,008579	1,257973	3,841466	0,2620

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.  
Nota 1: (\*) indica rejeição da hipótese ao nível de 0,05; e, (\*\*) denota os valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Conforme resultados apresentados na Tabela 1, estes indicaram que houve pelo menos uma relação de cointegração entre as variáveis, apontando para um equilíbrio de longo prazo, possibilitando, assim, que o modelo VEC fosse aplicado. Destaca-se que de acordo com os testes para verificar o comportamento das séries (análise gráfica e teste ADF), notou-se que a presença do intercepto e ausência de tendência resultaram em melhor ajuste do modelo VAR. Assim, por esta razão, na modelagem do VEC considerou-se a variação com intercepto e sem tendência. Dessa forma, o modelo VEC estimado com uma defasagem a menos do que o VAR, logo um VEC (6) para determinação de impactos em variáveis econômicas sobre a arrecadação bruta real, para o



período de março de 2002 a dezembro de 2014, apresentou os seguintes resultados, conforme a Equação 3.

$$ARDR_{t-6} = 64.196.808,00 - 2.068.351,00TD_{SA_{t-6}}^{***} - 517.052,50D1SMR_{t-6}^{***} - 42.794.277,00TI_{t-6}^{NS} - 817.966,80TS_{t-6}^{NS} + 598,36D1PIBR_{t-6}^{***} \quad (\text{Eq 3})$$

Nota 1: ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS, em reais; D1PIBR: produto interno bruto real, na primeira diferença, em reais; D1SMR: salário mínimo real, na primeira diferença, em reais; TD\_SA: taxa de desemprego dessazonalizada, em %; TI: taxa de informalidade, em %; e TS: taxa SELIC, em %. E, (\*\*\*) significativo a 1% de significância estatística; (NS) não significativo.

Conforme análise da Equação 3, os coeficientes estimados a partir do modelo VEC (6), exceto o obtido para a taxa de informalidade (TI) e para a taxa SELIC (TS), mostraram-se significativos de acordo com a estatística t-student, considerando um nível de 99% de confiança. As estimativas para a TI e a TS não foram significativas dentro de um nível aceitável na economia, ou seja, de pelo menos 90% de confiança.

No que diz respeito à TD\_SA, como se esperava, esta confirmou ter uma relação inversa com a variável explicativa (ARDR). Dado que, a previdência social tem em sua fonte de financiamento uma grande parcela de base contributiva sobre a folha salarial, é natural que quando se observa um aumento no nível de pessoas desempregadas, a arrecadação diminua, visto a perda de contribuição compulsória. Deste modo, a estimativa diz que dado um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego, a arrecadação bruta real diminuía, em média, em R\$ 2.068.351,00, ceteris paribus.

Já no que se refere ao salário mínimo real (SMR), o coeficiente obtido também mostrou-se estar alinhado com a literatura. Apesar de haver lógica na apresentação de sinal positivo para a variável salário mínimo real (SMR), pois um aumento no



salário, a priori, impacta positivamente à arrecadação, seu coeficiente demonstrou sinal negativo, o que pode ser devido ao critério de atraso de seis meses empregado no modelo econométrico. Tal atraso (defasagem) permite incorporar o efeito tempo, que significa que, à medida que o tempo passe, os empresários que não estejam preparados, ou em um bom momento no mercado, não consigam segurar um aumento nos salários, acabando por ter que demitir funcionários. A consequência disto é que a taxa de desemprego (TD\_SA) aumenta, reduzindo a arrecadação. Assim, a estimativa obtida indica que um aumento de um real no SMR, reduz, em média, a ARDR em R\$ 517.052,50, *ceteris paribus*.

No que concerne ao PIB real (PIBR), ao contrário das demais variáveis, a estimativa obtida mostrou sinal positivo, como se esperava. O PIB é, além de uma variável de renda, um dos indicadores mais importantes da economia, pois diz respeito ao crescimento de um país. Assim, a estimativa revela que dado um aumento de um real no PIB real, a arrecadação bruta real aumenta, em média, R\$ 598,36, *ceteris paribus*.

Por fim, tem-se que caso não ocorra influência das taxas de informalidade, de desemprego e da SELIC, e, ainda, do salário mínimo e do PIB real, a estimativa da arrecadação bruta real é, em média, de R\$ 64.196.808,00. Cabe lembrar que há outras variáveis que afetam a arrecadação, mas que não puderam ser incluídas no modelo, bem como existem outras fontes de arrecadação, fazendo com que, *ceteris paribus*, esta tenha um valor médio positivo.

A partir dos resultados apresentados pelo modelo estimado, nota-se que uma variável constantemente citada por estudiosos do tema como uma das que mais impacta nas fontes de financiamento da previdência social, o PIB, mostrou-se como a que menos

influencia a arrecadação, dada as demais variáveis analisadas. Outra variável que também é frequentemente citada pela literatura é a taxa de desemprego, que apareceu como a primeira de maior impacto sobre a arrecadação, de acordo com o modelo estimado.

Além disso, a fim de examinar os impactos sofridos pela arrecadação bruta real, ao longo de um período de 24 meses, mediante um choque nas variáveis explicativas, utilizou-se da Função Impulso-Resposta (FIR). Os resultados estão expostos na Figura 3.

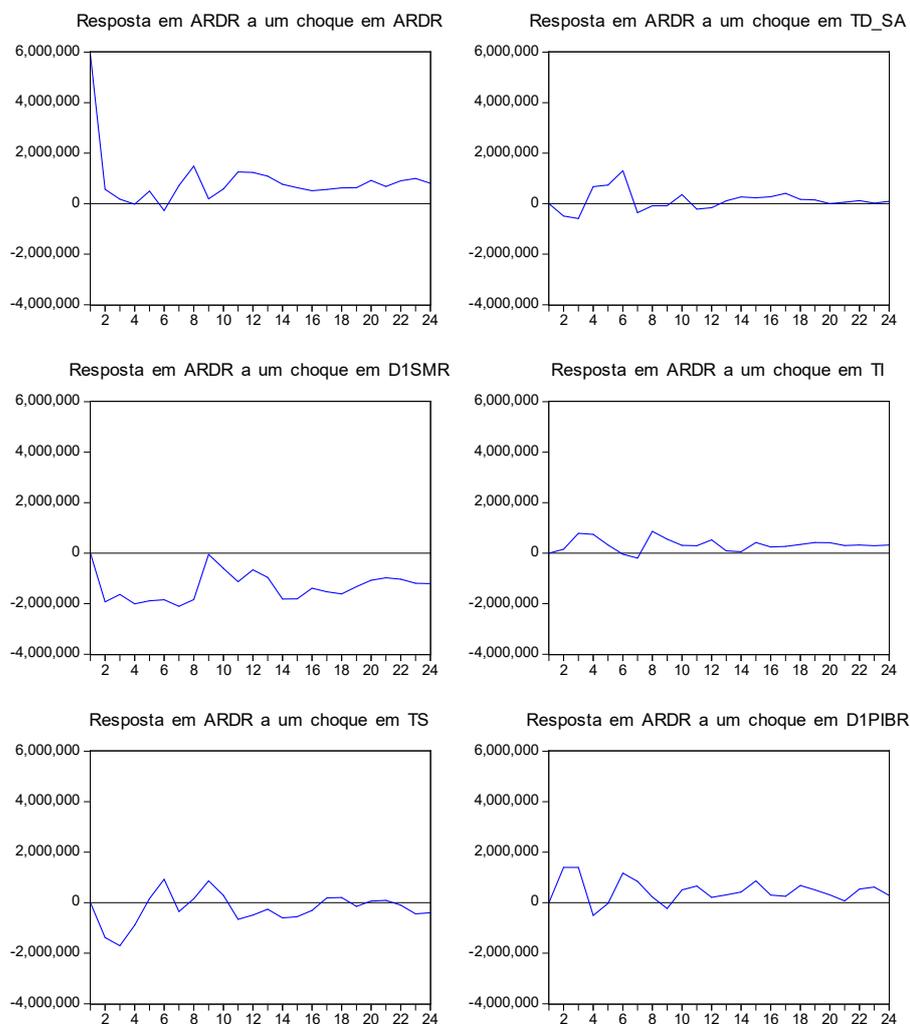


Figura 5 – Função Impulso-Resposta na variável ARDR com relação a choques de um desvio-padrão sobre seus determinantes. Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados obtidos na pesquisa. Nota: ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS, em reais; D1PIBR: produto interno bruto real, na primeira diferença, em reais; D1SMR: salário mínimo real, em reais; D1TD: taxa de desemprego dessazonalizada, em %; TI: taxa de informalidade, em %; e TS: taxa SELIC, em %.



De acordo com a análise da Figura 3, observa-se que um choque de um desvio-padrão na arrecadação bruta real (ARDR), sobre ela mesma, mostra uma tendência de decrescimento até o quarto mês, onde logo em seguida há um crescimento, onde se estabiliza e se mantém. Já em relação à taxa de desemprego (TD\_SA), o que se nota é que há um efeito pouco significativo, em termos de magnitude, e que este se mantém em torno da média, ou seja, se dissipa rapidamente. Vale dizer que, comportamento similar é observado para os demais choques dados nas outras variáveis que impactam a arrecadação, quais sejam: taxa de informalidade (TI), taxa SELIC (TS) e PIB real (PIBR). Em relação ao salário mínimo real (SMR), esta foi a única que, após um choque, mostrou uma tendência negativa até o oitavo mês, crescendo no nono até chegar à média, voltando a reduzir, onde se estabiliza e se mantém.

Assim, de modo geral, verificou-se que dado um choque nas variáveis, a arrecadação bruta real apresentou rápida recuperação; isto é, conforme o modelo estimado, os erros de previsão rapidamente foram corrigidos. Cabe destacar que, ao contrário da indicação da literatura e da estimativa apresentada no modelo, a taxa de informalidade mostrou picos de crescimento sobre a arrecadação. Isto pode ser explicado dada a forma de contribuição espontânea, por meio da Guia da Previdência Social. Como análise complementar à FIR, empregou-se a Decomposição da Variância (DV), cujos resultados estão apresentados na Tabela 2.



Tabela 2 – Decomposição da Variância dos erros de previsão

Período	ARDR	TD_SA	D1SMR	TI	TS	D1PIBR
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	81.65590	0.569190	8.709731	0.054948	4.454172	4.556064
3	68.13567	1.150893	12.48071	1.260441	9.369554	7.602729
4	60.93190	1.815782	18.16750	2.083903	9.758055	7.242859
5	56.92376	2.568377	22.58826	2.104527	9.094964	6.720111
6	50.93593	4.746879	25.08789	1.881661	9.361047	7.986595
7	47.59432	4.540778	29.00341	1.783648	8.785722	8.292130
8	46.55746	4.191233	30.86495	2.560703	8.123772	7.701882
9	45.95294	4.141580	30.43771	2.900697	8.906590	7.660485
10	45.66433	4.231422	30.41075	2.972966	8.872713	7.847824
11	45.45891	4.098953	30.51847	2.941137	8.979554	8.002976
12	45.86796	4.010963	30.14071	3.163943	8.990963	7.825462

Ordem de Cholesky: ARDR TD\_SA D1SMR TI TS D1PIBR

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados obtidos na pesquisa.

Nota: ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS, em reais; D1PIBR: produto interno bruto real, na primeira diferença, em reais; D1SMR: salário mínimo real, na primeira diferença, em reais; TD\_SA: taxa de desemprego dessazonalizada, em %; TI: taxa de informalidade, em %; e TS: taxa SELIC, em %.

A partir da análise da Tabela 2, notou-se que após um choque não antecipado sobre a arrecadação bruta real (ARDR), ao fim de 12 meses, 45,87% dos erros de previsão desta variável decorrem de variações nela mesma. As demais variáveis apresentam valores de 30,14%, 8,99%, 7,82%, 4,01% e 3,16%, respectivos aos erros de previsão do salário mínimo real (SMR), da taxa SELIC (TS), do PIB real (PIBR), da taxa de desemprego (TD\_SA), e da taxa de informalidade (TI). Portanto, de acordo com os resultados apresentados pela DV, a arrecadação bruta real do RGPS sofre, em primeiro lugar, um impacto maior advindo de choques nela própria, seguido pelo salário mínimo real e pela taxa SELIC.



Em tempo, ao observar estes resultados, e compará-los com a literatura e pela análise da DV, tem-se que a taxa SELIC, uma variável pouco mencionada, quando comparada à variáveis comumente citadas, como o PIB, por exemplo, mostrou-se de relativa importância para a arrecadação bruta real. Já a influência de variáveis, como a taxa de desemprego e o salário mínimo real, não demonstraram surpresa, apenas confirmaram o que já era colocado pela literatura. Por fim, o PIB real mostrou comportamento contrário, em termos de relevância quanto à influência exercida sobre a arrecadação, ao que os estudiosos apontam. Apesar desta variável apresentar, de fato, um impacto sobre a arrecadação do RGPS, notou-se que este pouco contribui para a explicação do modelo tanto pela Equação 3 quanto pela DV.

## 5 Conclusão

Quanto à hipótese básica desta pesquisa, em que se esperava que o desempenho tanto do crescimento econômico do país quanto do mercado de trabalho tivesse impacto direto na receita do RGPS, verificou-se a partir das análises empíricas que esta foi parcialmente rejeitada. Isto porque, observou-se que o coeficiente estimado para o PIB real apresentou sinal positivo e significativo, ou seja, dado um aumento no PIB real, a arrecadação real do RGPS também aumenta. Porém, já em relação ao mercado de trabalho, notou-se que dado um aumento na taxa de desemprego, houve uma queda na arrecadação, sendo fortalecido pelo sinal negativo, entretanto não significativo, do coeficiente estimado para a taxa de informalidade. Deste modo, como suposto, o crescimento econômico do país varia diretamente com a arrecadação, mas o desempenho do mercado de trabalho brasileiro,



apesar de apresentar uma relação inversa à mesma, como se supôs, não apresentou tanta relevância pela análise da DV.

A relação que se apresentou entre as variáveis que afetam a arrecadação do RGPS com o saldo do mesmo, é que a arrecadação possui uma linha tênue com as medidas econômicas que são adotadas. Isto porque, a aplicação de tais medidas impacta em todas as variáveis analisadas. Desta forma, sugere-se que seja estudada esta questão mais a fundo, por meio da análise do impacto das políticas econômicas adotadas sobre a arrecadação e, ou, sobre o saldo do regime.

Portanto, de acordo com tudo o que foi discutido, acredita-se que este artigo tenha contribuído para mostrar ainda mais a relevância da previdência social, não só para a economia do país, mas como importante fonte de renda, presente e futura, para a população brasileira. Destarte, estudar este tema, não só para aqueles que estão inseridos no meio acadêmico, mas para todos os que se preocupam com o próprio futuro e o de sua família, deve ser um exercício constante. Da mesma forma que todos os debates e mudanças propostas devem ser observadas de perto, sempre zelando pela manutenção do sistema e pelos direitos dos cidadãos.

## Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Setor real. In: Atividade econômica. SGS – Sistema Gerador de Séries Temporais. Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> Acesso em mar. 2017.

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



CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Revista de Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, V. 14, n. 02, 2010.

COSTANZI, R. N. Reforma da Previdência: Necessidade Para Garantir a Sustentabilidade em Contexto de Envelhecimento Populacional. *Economistas: XXV Simpósio Nacional dos Conselhos de Economia: Desafios da Economia Brasileira*, S.l., V. 21, p. 13-18, set. 2016.

GIAMBIAGI, F.; AFONSO, L. E. Previdência do Setor Público e INSS: a Fotografia e o Filme. TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. (Orgs.) *Reforma da Previdência: a visita da velha senhora*. Brasília: Gestão Pública, 2015. 1.ed. 304p. pp: 109-130.

GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 811p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Projeção da População do Brasil e das Unidades da Federação*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/apps/populacao/projecao/>> Acesso em mar. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Séries históricas e estatísticas*. Disponível em: <[http://serieestatisticas.ibge.gov.br/lista\\_tema.aspx?op=1&no=1](http://serieestatisticas.ibge.gov.br/lista_tema.aspx?op=1&no=1)> Acesso em mar. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Sumário das tabelas disponíveis. Pesquisa Mensal de Emprego*. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoe\\_rendimento/pme\\_nova/defaulttab\\_hist.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoe_rendimento/pme_nova/defaulttab_hist.shtm)> Acesso em dez. 2016.



IPEADATA. Séries mais usadas. In: Macroeconômico. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>> Acesso em mar. 2017.

LEITE, A. R.; JÚNIOR, W. L. N.; KLOTZLE, M. C. Previdência Social: fatores que explicam os resultados financeiros. Revista de Administração Pública, Rio de Janeiro: FGV, V. 44, n. 02. 2010.

LO VUOLO, R. M. The limits of redistributive policies in Latin America: complementarities between economic and social protection systems. In: Fritz B, Lavinás L, editors. A moment of equality for Latin America: Challenges for redistribution. New York: Routledge; 2016. p. 31-52.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. Pesquisa & Debate, São Paulo, V. 15, n. 01. 2004.

MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D; LIMA, P. V. P. S.; MARGARIDO, M.A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, V. 45, n. 03. 2007.

MESA-LAGO, C. History of social security in Latin America. In: International Meeting on the History of Insurance Companies in the World. Madrid: Fundación Mapfre; 2008. p. 1-16.

POCHMANN, M. Nova classe média? O trabalho na base da pirâmide social. São Paulo: Boitem - po; 2012.

PREVIDÊNCIA SOCIAL. Aeps InfoLogo. Base de dados históricos da Previdência Social. Disponível em: <<http://www3.dataprev.gov.br/infologo/>> Acesso em dez. 2016.

TAFNER, P. O que Esperar do Gasto com Previdência no Brasil. In: TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. (Orgs.) Reforma da



Previdência: a visita da velha senhora. Brasília: Gestão Pública, 2015. 1.ed. 304p. p. 279-293.

TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. Por que as Sociedades Precisam de Previdência e do Estado na Previdência? In: TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. (Orgs.) Reforma da Previdência: a visita da velha senhora. Brasília: Gestão Pública, 2015a.1.ed. 304p. p.19-37.

TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. Debates Sobre a Previdência: as convergências. In: TAFNER, P.; BOTELHO, C.; ERBISTI, R. (Orgs.) Reforma da Previdência: a visita da velha senhora. Brasília: Gestão Pública, 2015b. 1.ed. 304p. p. 39-54.

U.S. CENSUS BUREAU. X-12-ARIMA, Reference Manual, Final Version 0.2. Washington, DC: Time Series Staff, 2002.

VIANA, A. L. D.; FONSECA, A. M. M.; SILVA, H. P. Proteção social na América Latina e Caribe: mudanças, contradições e limites. Cadernos de Saude Publica, v. 33, p. 1-15, 201.



## Apêndice

Tabela 1A - Resultados do Teste ADF de Raiz Unitária para as séries, considerando 2002 a 2014. (continua)

Modelo	Defasagens*	Estatística $\tau^{**}$	Probabilidade	Decisão	Conclusão	
<b>ARDR</b>						
em nível	Intercepto	11	-3,476	0,923	NE	<b>I (1)</b>
	Intercepto e Tendência	11	-4,023	0,012	NE	
	Sem Intercepto e sem Tendência	11	-2,581	0,999	NE	
	1ª diferença	10	-2,581	0,000	ES	
<b>PIBR</b>						
em nível	Intercepto	13	-0,617	0,862	NE	<b>I (2)</b>
	Intercepto e Tendência	13	-2,894	0,168	NE	
	Sem Intercepto e sem Tendência	13	2,222	0,994	NE	
	1ª diferença	12	-1,615	0,100	NE	
2ª diferença	11	-11,662	0,000	ES		
<b>TD_SA</b>						
em nível	Intercepto	0	-0,876	0,793	NE	<b>I (1)</b>
	Intercepto e Tendência	0	-2,607	0,001	ES	
	Sem Intercepto e sem Tendência	0	-12,586	0,000	ES	
	1ª diferença	2	-12,945	0,000	ES	
<b>SMR</b>						
em nível	Intercepto	12	-1,731	0,413	NE	<b>I (2)</b>
	Intercepto e Tendência	0	-4,212	0,005	ES	
	Sem Intercepto e sem Tendência	12	2,657	0,998	NE	
	1ª diferença	12	-1,807	0,067	NE	
2ª diferença	11	-10,608	0,000	ES		

TI						
em nível	Intercepto	4	0,621	0,989	NE	<b>I (1)</b>
	Intercepto e Tendência	4	-3,418	0,052	NE	
	Sem Intercepto e sem Tendência	4	-2,219	0,026	NE	
	1ª diferença	3	-6,115	0,000	ES	
TS						
em nível	Intercepto	12	-2,185	0,212	NE	<b>I (1)</b>
	Intercepto e Tendência	12	-2,399	0,378	NE	
	Sem Intercepto e sem Tendência	12	-1,635	0,096	NE	
	1ª diferença	11	-3,968	0,000	ES	

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados obtidos na pesquisa.  
 Nota 1: ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS; PIBR: produto interno bruto real; SMR: salário mínimo real; TD\_SA: taxa de desemprego dessazonalizada; TI: taxa de informalidade; e TS: taxa SELIC.  
 Nota 2: (\*) utilizando o critério de Schwarz, com máximo de 13 defasagens.  
 Nota 3: (\*\*) considerou-se 1% como nível de significância para se tomar a decisão.

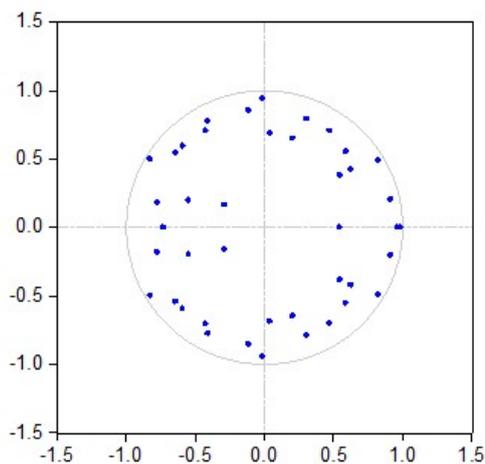


Figura 1A - Teste de Estabilidade Estrutural sobre um VAR (7). Fonte: elaboração própria no Eviews6, a partir dos dados da pesquisa



Tabela 2A - Critério de ordem de defasagem no modelo VAR  
padrão - VAR (2)

<b>Defasagem</b>	<b>LR</b>	<b>FPE</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
0	NA	1,17e+20	63,23203	63,35521	63,28208
1	1305,314	1,49e+16	54,26979	55,1320*	54,62014
2	113,5028	1,04e+16	53,90647	55,50775	54,5571*
3	43,98493	1,21e+16	54,05394	56,39426	55,00489
4	78,50762	1,05e+16	53,89626	56,97564	55,14751
5	65,97613	9,86e+15	53,81407	57,63250	55,36563
6	76,70052	8,20e+15	53,60043	58,15791	55,45229
7	58,38707*	7,91e+15*	53,52456*	58,82110	55,67672
8	34,89748	9,56e+15	53,65760	59,69318	56,11006

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados obtidos na pesquisa.

Nota: (\*) indica a ordem de defasagem segundo os critérios de LR - Estatística de teste LR modificada sequencial (cada teste a 5% de nível); FPE- Erro de Previsão Final; AIC - Critério de Informação de Akaike; SC- Critério de Informação de Schwarz; e, HQ- Critério de Informação de Hannan-Quinn.

Tabela 3A – Resultados do Teste de Bloco-Exogeneidade

<b>Variável dependente: ARDR</b>			
<b>Excluído</b>	$\chi^2$	<b>Defasagens</b>	<b>p-valor</b>
TD_SA	17,94412	7	0,0122
D1SMR	22,64775	7	0,0020
TI	7,605363	7	0,3687
TS	28,12439	7	0,0002
D1PIBR	14,59415	7	0,0416
Total	136,5986	35	0,0000
<b>Variável dependente: TD_SA</b>			
<b>Excluído</b>	$\chi^2$	<b>Defasagens</b>	<b>p-valor</b>
ARDR	3,155270	7	0,8703
D1SMR	4,434916	7	0,7285
TI	13,55352	7	0,0597
TS	2,548056	7	0,9234
D1PIBR	4,006828	7	0,7790
Total	37,91156	35	0,3380
<b>Variável dependente: D1SMR</b>			
<b>Excluído</b>	$\chi^2$	<b>Defasagens</b>	<b>p-valor</b>
ARDR	26,49545	7	0,0004
TD_SA	3,870777	7	0,7945
TI	17,08356	7	0,0169
TS	7,824838	7	0,3483
D1PIBR	9,284232	7	0,2329
Total	60,38049	35	0,0049

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados obtidos na pesquisa.

Nota: ARDR refere-se à arrecadação bruta real do RGPS; D1PIBR: produto interno bruto real, na primeira diferença; D1SMR: salário mínimo real, na primeira diferença; TD\_SA: taxa de desemprego dessazonalizada; TI: taxa de informalidade; e TS: taxa SELIC.