

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO
EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO**

**ANÁLISE DAS INTER-RELAÇÕES EMPÍRICAS
ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E TAXAS
OCUPACIONAIS COM INDICADORES
PREVIDENCIÁRIOS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Elisandra dos Santos

Santa Maria, RS, Brasil

2011

**ANÁLISE DAS INTER-RELAÇÕES EMPÍRICAS ENTRE VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS E TAXAS OCUPACIONAIS COM
INDICADORES PREVIDENCIÁRIOS**

Elisandra dos Santos

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Área de Concentração em Gerência da Produção da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do grau de **Mestre em Engenharia de Produção.**

Orientador: Prof. Dr. Adriano Mendonça Souza

Santa Maria, RS, Brasil

2011

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Tecnologia
Programa de Pós Graduação em Engenharia de Produção**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**ANÁLISE DAS INTER-RELAÇÕES EMPÍRICAS ENTRE VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS E TAXAS OCUPACIONAIS COM
INDICADORES PREVIDENCIÁRIOS**

elaborada por
Elisandra dos Santos

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Engenharia de Produção

COMISSÃO EXAMINADORA:

Adriano Mendonça Souza, Dr.
(Presidente/Orientador)

Roselaine Ruviaro Zanini, Dra.

Wesley Vieira da Silva, Dr.

Santa Maria, 30 de agosto de 2011

Dedico este trabalho, aos meus pais e irmãos, a quem dedico todas as minhas conquistas.

Ao Professor e Orientador Adriano, pela compreensão, orientação e conhecimento.

Ao Eder pelo carinho, compreensão, companheirismo e incentivo.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, quero agradecer a Deus pela oportunidade de aperfeiçoar meus conhecimentos.

Agradeço aos meus pais, Darci e Silda, que me ensinaram desde cedo valores que norteiam meus passos e minhas conquistas com ética, justiça e respeito a todos. O suporte e o carinho nos momentos difíceis foram fundamentais para completar mais esta etapa da minha vida.

Agradeço a contribuição do professor orientador Adriano Mendonça Souza pela sua disponibilidade de tempo, dedicação, inteligência e experiência com que me conduziu a completar o mestrado.

Agradeço às professoras do Departamento de Estatística, em especial às professoras Roselaine Ruviano Zanini e Anaelena Bragança de Moraes, pela paciência, carinho e ajuda em todos os momentos de dúvidas.

Agradeço aos meus colegas de mestrado e amigos que sempre me ouviram e ajudaram nessa caminhada. Em especial à Francisca Mendonça Souza, minha amiga e parceira de trabalho. À Lisandra pelo carinho, paciência e ajuda no desenvolvimento deste trabalho.

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro que subsidiou essa pesquisa.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção
Universidade Federal de Santa Maria

ANÁLISE DAS INTER-RELAÇÕES EMPÍRICAS ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E TAXAS OCUPACIONAIS COM INDICADORES PREVIDENCIÁRIOS

AUTORA: ELISANDRA DOS SANTOS
ORIENTADOR: PROF. DR. ADRIANO MENDONÇA SOUZA
Data e Local da Defesa: Santa Maria, 30 de agosto de 2011.

A proteção social no Brasil tem sua importância acentuada entre as classes menos favorecidas da sociedade. Os indivíduos pertencentes a elas vêm no Instituto Nacional do Seguro Social a única fonte de renda durante a velhice ou em caso de algum acidente durante sua vida. Uma análise dos indicadores macroeconômicos e das taxas ocupacionais que estejam interligados aos fatores previdenciários como arrecadação, emissão e saldo são relevantes na construção de uma política que ajude na tomada de decisões dos gestores. Esta pesquisa tem por objetivo estimar relações empíricas existentes entre as variáveis macroeconômicas e ocupacionais com os indicadores financeiros da Previdência Social, ditos arrecadação, emissão e saldo previdenciário. Os dados empregados correspondem a índices mensais disponíveis nos sites oficiais para o período de março de 2002 a dezembro de 2009. Para tal, utilizaram-se as métricas e análises de testes hipóteses de raiz unitária e de cointegração de Johansen, além do teste de análise da causalidade de Granger, a estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC), a estimação da função impulso-resposta, além da decomposição da variância dos erros de previsão. Os resultados indicam que as variações de longo prazo para os indicadores da arrecadação e da emissão previdenciária são relacionadas às mesmas variáveis, e os coeficientes de ajuste a desequilíbrios de curto prazo são baixos, isto é, tendem lentamente ao equilíbrio no longo prazo. Em relação ao saldo previdenciário, foram encontradas variáveis diferentes que se mostram relacionadas, em longo prazo, com essa variável, mas o equilíbrio, também de longo prazo, se dá de forma lenta nos períodos. Após a construção dos modelos de correção de erros encontrados para as variáveis em estudo, pode-se dizer que os resultados mostraram importantes inter-relações entre as variáveis estudadas, concordando com a literatura em questão.

Palavras-chave: Indicadores macroeconômicos, Taxas ocupacionais, Variáveis previdenciárias, Vetor de correção de erros.

ABSTRACT

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção
Universidade Federal de Santa Maria

INTER-RELATIONS OF ECONOMIC COMPONENTS SOCIAL SECURITY AND INDICATORS

AUTHOR: ELISANDRA DOS SANTOS
ADVISER: PROF. DR. ADRIANO MENDONÇA SOUZA
Santa Maria, 30th august, 2011.

The Brazilian social protection has accentuated its importance among the lower classes of society. These individuals see the INSS with only source of income during old age or in case of an accident during your life. An analysis of macroeconomic indicators and rates of occupational factors that are linked to social security and tax collection, issue and balance are important in building a policy that helps in decision making. This study estimates the relationship between macroeconomic variables and financial indicators with the Occupational Social Security, said revenues, and balance pension issue. The data used represent monthly rates available on government websites, for the period March 2002 to December 2009. For this purpose, we use unit root tests and Johansen cointegration, Granger causality analysis, estimation and analysis of the model vector error correction (VEC), estimation of impulse response function and the decomposition of the variance of errors prediction. The results indicate that changes in long-term indicators and the collection of social security issue is related to the same variables and coefficients of adjustment to imbalances in the short term are low, that is, slowly tend to balance in the long run. Regarding the pension balance different variables that were found to show long-term relationship with this variable, but also the long-term equilibrium occurs slowly at times. After the construction of error correction models found for the variables under study, one can say that the results showed important inter-relationships between variables and that are consistent with the literature. These results show the behavior of financial indicators of the Brazilian social security system in relation to other variables

Key-words: Macroeconomic indicators. Occupational taxes. Social security variables. Vector error correction.

LISTA DE TABELAS

Tabela	Título	Página
Tabela 01	Apresentação dos indicadores macroeconômicos, taxas ocupacionais e previdenciários.....	38
Tabela 02	Análise descritiva dos indicadores previdenciários.....	43
Tabela 03	Análise descritiva dos indicadores macroeconômicos.....	44
Tabela 04	Análise descritiva dos indicadores populacionais.....	47
Tabela 05	Teste de raiz unitária <i>Dickey- Fuller Aumentado (ADF)</i> , em nível e em primeira diferenças das séries.....	50
Tabela 06	Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), em nível e com uma diferença para as séries dos indicadores macroeconômicos, de ocupação e previdenciários.....	51
Tabela 07	Teste do Critério de Seleção do Número de Defasagem.....	52
Tabela 08	Teste Wald de significância conjunta dos coeficientes.....	53
Tabela 09	Teste de Cointegração de <i>Johansen</i> – Teste do Traço e do Máximo Autovalor.....	54
Tabela 10	Teste de causalidade de Granger bivariado/ Valor Arrecadado pela Previdência Social.....	56
Tabela 11	Teste de causalidade de Granger bivariado/ Valor Emitido pela Previdência Social.....	57
Tabela 12	<i>VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests</i>	58
Tabela 13	Estimação do Modelo VEC referente à variável arrecadação previdenciária.....	60
Tabela 14	Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para a variável Arrecadação previdenciária.....	62
Tabela 15	Estimação do Modelo VEC referente à variável emissão previdenciária.....	65
Tabela 16	Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para o valor da emissão previdenciária.....	66
Tabela 17	Decomposição da variância – Modelo VEC.....	69
Tabela 18	Número de defasagens do modelo VAR para a série de indicadores de indicadores macroeconômicos, ocupacionais e saldo previdenciário.....	70
Tabela 19	Teste Wald de significância conjunta dos coeficientes.....	71
Tabela 20	Resultados do teste de Johansen entre as séries em estudo.....	72
Tabela 21	Teste de causalidade de Granger bivariado para séries diferenciadas.....	73
Tabela 22	<i>VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests</i>	74
Tabela 23	Modelo vetorial com correção de erros – longo prazo.....	75
Tabela 24	Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para a variável saldo previdenciário.....	76
Tabela 25	Decomposição da variância – Modelo VEC.....	78
Anexos		
Tabela 1	VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests _ modelo Arrecadação e Emissão Previdenciária – Geral.....	89
Tabela 2	VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests _ modelo Arrecadação e Emissão Previdenciária – Geral.....	90

LISTA DE FIGURAS

Tabela	Título	Página
Figura 01	Valor do saldo previdenciário brasileiro de mar/2002 a dez/2009.....	43
Figura 02	Gráfico dos valores arrecadado e emitido pela Previdência Social, no período de mar/2002 a dez/2009.....	44
Figura 03	Série da taxa de desemprego.....	45
Figura 04	Séries da Taxa de Juros e Produto Interno Bruto.....	46
Figura 05	Rendimento Médio Nominal e Valor do Salário Mínimo.....	46
Figura 06	Evolução das séries, Taxa de Ocupação Feminina e Taxa de Ocupação Masculina.....	48
Figura 07	Taxa de ocupação informal.....	48
Figura 08	Ordenação da variável mais exógena para a mais endógena...	59
Figura 09	Funções impulso resposta da variável VE para “choques” administrados na variável VA.....	63
Figura 10	Funções impulso-resposta da variável VA para “choques” administrados nas variáveis macroeconômicas.....	64
Figura 11	Resposta da variável VA a choques administrados nas variáveis de Ocupação.....	65
Figura 12	Resposta da variável VE a choque na variável VA.....	67
Figura 13	Resposta da variável VE a choque nas variáveis macroeconômicas.....	67
Figura 14	Resposta da variável VE a choques administrados nas variáveis de Ocupação.....	68
Figura 15	Ordenação da variável mais exógena para a mais endógena...	75
Figura 16	Funções impulso-resposta da variável saldo previdenciário para indicadores macroeconômicos.....	77
Figura 17	Funções impulso-resposta da variável saldo previdenciário para taxas ocupacionais.....	78

LISTA DE SIGLAS

INSS	Instituto Nacional do Seguro Social
CAPs	Caixas de Aposentadorias
IAPs	Instituto de Aposentadoria e Pensão
INPS	Instituto Nacional da Previdência Social
COFINS	Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social
CPMF	Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira
VAR	Vetor Autorregressivo
VAR/VEC	Vetor Autorregressivo com Correção de Erros
PIB	Produto Interno Bruto
SALMI	Salário Mínimo
RMN	Rendimento Médio Nominal
TJ	Taxa de Juros
TD	Taxa de Desemprego
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
TOM	Taxa de Ocupação Masculina
TOF	Taxa de Ocupação Feminina
TOI	Taxa de Ocupação Informal
PO	População Ocupada
PIA	População em Idade Ativa
DIEESE	Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos
LR	Teste Estatístico modificado
AIC	Critério de <i>Akaike</i>
SIC	Critério de <i>Schwarz</i>
FPE	Erro Final de Previsão
HQ	Teste de <i>Hannan- Quinn</i>
ADF	<i>Augmented Dickey Fuller</i>
KPSS	<i>Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin</i>
LM	Multiplicador de Lagrange
ARCH	Teste Condicional Autorregressivo
JB	Jarque-Bera
FIERGS	Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul
DATAPREV	Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
1.1 Tema da pesquisa.....	14
1.2 Justificativa e importância do trabalho.....	14
1.3 Problema de pesquisa.....	15
1.4 Objetivos	15
1.4.1 Objetivo geral.....	15
1.4.2 Objetivos específicos.....	15
1.5 Delimitação do tema.....	16
1.6 Estrutura do trabalho.....	16
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	18
2.1 Indicadores.....	18
2.1.1 Indicadores macroeconômicos.....	18
2.1.2 Indicadores de ocupação brasileira.....	21
2.1.3 Indicadores Previdenciários.....	23
2.2 Modelo Econométrico Autorregressivo com Correção de Erros VAR/VEC.....	24
2.2.1 Modelo VAR.....	24
2.2.2 Estacionariedade.....	28
2.2.3 Cointegração.....	28
2.2.4 Causalidade de Granger.....	30
2.2.5 Modelo com correção de erros.....	31
2.2.6 Função Impulso-Resposta (FIR).....	33
2.2.7 Decomposição da variância.....	34
3 METODOLOGIA.....	37
3.1 Indicadores utilizados na pesquisa.....	37
3.2. O modelo Econométrico.....	38
4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	42
4.1 Análise descritiva.....	42
4.1.1 Indicadores Previdenciários.....	42
4.1.2 Indicadores Macroeconômicos.....	44
4.1.3 Indicadores de Taxas Ocupacionais.....	47
4. 2. Análise de Estacionariedade.....	49
4.3. Modelos VAR/VEC da Arrecadação Previdenciária (VA) e Emissão Previdenciária (VE).....	51
4.3.1 Modelo VAR.....	51
4.3.2 Cointegração.....	54
4.3.3 Causalidade de Granger para a variável Arrecadação Previdenciária.....	55
4.3.4 Causalidade de Granger para a variável Emissão Previdenciária.....	57
4.3.5 Modelos Vetoriais Autorregressivos com Correção de Erros.....	58
4.3.6 Modelo de correção de erros – Arrecadação Previdenciária.....	59
4.3.7 Função Impulso Resposta – Arrecadação Previdenciária.....	62
4.3.8 Modelo de correção de erros - Emissão Previdenciária.....	65
4.3.9. Função Impulso Resposta – Valor da Emissão Previdenciária.....	66
4.3.10 Decomposição da Variância - Arrecadação e Emissão Previdenciária.....	68
4.4 Modelo VAR/VEC Saldo Previdenciário.....	69

4.4.1 Modelo Autorregressivo.....	69
4.4.2 Cointegração.....	71
4.4.3 Causalidade de Granger para o Saldo Previdenciário.....	73
4.4.4 Modelo Vetorial Autorregressivo com correção de erros.....	74
4.4.5 Função Impulso-Resposta – Saldo Previdenciário.....	76
4.4.6 Decomposição da Variância – Saldo Previdenciário.....	78
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	80
REFERÊNCIAS	83
ANEXOS.....	89

1 INTRODUÇÃO

A cada etapa da história da humanidade, surgem técnicas de proteção social com o intuito de dar suporte e segurança aos indivíduos, e cada uma leva em consideração as características da época e do local de trabalho das pessoas.

A preocupação com o futuro faz com que a sociedade busque alternativas de conforto para a velhice, ou pelo menos procure estar amparada nesse período da vida ou em caso de algum acidente. Essa preocupação leva os indivíduos a investir parte de seus ganhos com o trabalho em algum tipo de sistema de proteção social que lhe dê esse amparo. Uma alternativa é a contribuição dos trabalhadores junto à Previdência Social Brasileira, a previdência comandada pelo governo, principalmente para os brasileiros trabalhadores com poucas condições financeiras.

A Previdência Social Brasileira teve seus primeiros indícios em 1888 com a implantação de um seguro dado aos funcionários dos Correios. Em 1923, porém, se deu o marco inicial, com a criação das Caixas de Aposentadorias e Pensões (CAPs). Por volta de 1930, Getúlio Vargas destituiu esse tipo de proteção devido a indícios de fraudes e desvio de verbas, criando uma nova modalidade de Previdência: os seis Institutos de Aposentadorias e Pensões (IAPs), destinadas a diferentes categorias profissionais. Essa nova modalidade, bem como a anterior, não funcionou por não ser mantida a equidade; em outras palavras, os direitos não eram iguais para todos os contribuintes.

Na década de 60, o governo resolveu integrar os vários ramos da previdência social e unificar o sistema de forma a atender o povo de maneira igual, tanto na contribuição como na concessão de benefícios. Ainda, nessa década de reformulação, novas categorias trabalhistas, como os empregados rurais, tiveram cobertura pelo novo sistema, com a criação do Instituto Nacional da Previdência Social (INPS).

A grande obra regulatória e de transformação do sistema em Previdência Social, com normas e portarias bem definidas, aconteceu em 1988, com a criação da Constituição Federal Brasileira, em que esse sistema é instituído.

Segundo Zanghelini (2006), a Previdência Social faz parte da Seguridade Social. A Constituição de 1988 adotou esse termo para se referir a um conjunto de ações e serviços de responsabilidade dos poderes públicos que visa garantir à

população bem-estar e justiça social. O sistema de Seguridade Social é formado por um tripé constituído pela saúde, assistência social e previdência social. Atualmente, o sistema vigente é denominado Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), uma autarquia do governo que é submetido a normas do Ministério da Previdência Social.

A definição de Previdência Social, segundo o Ministério da Previdência Social (MPS), é dita como o seguro social para a pessoa que contribui. É uma instituição pública que tem como objetivo reconhecer e conceder direitos aos seus segurados. A renda transferida pela Previdência Social é utilizada para substituir a renda do trabalhador contribuinte quando ele perde a capacidade de trabalho, seja por doença, invalidez, idade avançada, morte ou desemprego involuntário, ou mesmo por maternidade ou por reclusão.

Os recursos disponíveis para a manutenção desse sistema de Previdência Social são provenientes da União, dos Estados e dos Municípios, bem como da contribuição dos empregados e empresas que estão envolvidos nesse regime de previdência. Existem ainda outras formas de arrecadação pela Previdência, que são o Cofins (Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social) e a CPMF (Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira), além de recursos de loterias (concursos de prognósticos).

A proteção social brasileira tem sua importância acentuada entre as classes menos favorecidas da sociedade. Esses indivíduos vêm no INSS a única fonte de renda durante a velhice ou em caso de algum acidente durante sua vida. Assim, uma análise dos indicadores macroeconômicos e das taxas ocupacionais que estejam interligados aos fatores previdenciários como arrecadação, emissão e saldo são relevantes na construção de uma política que ajude na tomada de decisões.

Os indicadores considerados como os principais fatores interligados à previdência são macroeconômicos e ocupacionais. Segundo Delgado (2007), a estruturação e o crescimento do mercado de trabalho têm evidentes relações com a Previdência Social. A macrorrelação mais direta, que até certo ponto dispensaria demonstração, é a alta correlação positiva da taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), a partir de certo patamar, com a formalização de contratos previdenciários – de empregados e de outros vínculos contributivos. Mas há, também, outros determinantes que podem causar formalização previdenciária, mesmo quando não se observa clara tendência de um ciclo econômico expansivo na

economia em seu conjunto. Os indicadores previdenciários considerados neste estudo são a arrecadação e a emissão previdenciária, isto é, quanto a Previdência Social arrecadou com suas rendas e quanto ela emitiu em benefícios para os seus contribuintes, além do saldo previdenciário, considerado como a diferença entre a arrecadação e a emissão previdenciária.

No intuito de oferecer instrumentos que possam auxiliar na identificação das relações existentes entre esse conjunto de variáveis interligadas à Previdência Social, se propõem modelagens de equações matemáticas estruturadas que consigam demonstrar essas relações em curto e longo prazo. Os modelos que são capazes de identificar e avaliar essas relações são chamados de Modelos de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VAR/VEC).

Neste trabalho, busca-se realizar um estudo que utilize a modelagem VAR/VEC na construção de um modelo que seja capaz de identificar as possíveis relações entre as variáveis macroeconômicas, taxas ocupacionais com os indicadores da Previdência Social.

1.1 Tema da pesquisa

O tema desta pesquisa é a avaliação das inter-relações existentes entre indicadores da Previdência Social do Brasil com fatores macroeconômicos e taxas ocupacionais, por meio da modelagem de Vetores Autorregressivos com Correção de erros (VAR/VEC).

1.2 Justificativa e importância do trabalho

A Previdência Social influencia a vida da maioria dos brasileiros, de forma direta ou indireta. Essa forma de proteção, em muitos casos, é a única fonte de renda que garante às pessoas em idade avançada o suprimento das necessidades básicas para sobreviver, além de contribuir no combate à pobreza.

Dessa forma, como a Previdência Social está relacionada a uma grande parte da população, isso faz com que ela tenha relação com muitos fatores da economia e de ocupação brasileira, isto é, ela é influenciada por indicadores macroeconômicos e de ocupação da população.

Sendo assim, existe a necessidade de um estudo que consiga avaliar as relações entre os indicadores que possam influenciar nos resultados previdenciários em curto e longo prazo. Esta análise, por meio de técnicas estatísticas, pode auxiliar os gestores na identificação e explicação de possíveis relações que ilustrem os resultados apresentados pela Previdência Social, bem como, pode ajudar a antecipar possíveis problemas para a tomada de decisões.

1.3 Problema de pesquisa

O problema de pesquisa pode ser resumido a partir do seguinte questionamento:

Qual a relação existente entre as variáveis macroeconômicas e as taxas ocupacionais com os indicadores previdenciários?

Desta forma, é necessária a elaboração de um modelo que seja capaz de captar todas essas interdependências das séries em estudo.

1.4 Objetivos

Neste item, descreve-se o objetivo geral e os objetivos específicos que nortearão esta pesquisa.

1.4.1 Objetivo geral

Determinar um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros que explique as relações entre os indicadores previdenciários e as variáveis de natureza macroeconômicas e as taxas ocupacionais.

1.4.2 Objetivos específicos

- Analisar as relações de causalidade entre os indicadores previdenciários e os macroeconômicos e taxas ocupacionais;
- Estimar o vetor autorregressivo que comporte as relações de curto prazo das séries em estudo;
- Estabelecer as relações de longo prazo dessas variáveis por meio do modelo VAR

com correção de erros (VEC);

- Estudar as suas funções impulso-resposta e analisar a decomposição da variância como forma de previsão.

1.5 Delimitação do tema

Delimitação do tema:

- 1) Quanto à seleção da amostra: esta pesquisa está delimitada a dados disponíveis no site da Previdência Social Brasileira no período de março de 2002 a dezembro de 2009. A dificuldade na obtenção de algumas séries também limitou o trabalho no sentido de iniciar no mês de março e não em janeiro de 2002.
- 2) Quanto à dimensão temporal: os dados referentes ao ano de 2010 não se encontravam disponíveis no período de coleta de dados. Sendo assim, a pesquisa foi encerrada em dezembro de 2009.
- 3) Quanto às variáveis selecionadas: são aquelas que representam de fato o fenômeno em estudo, segundo a literatura investigada.
- 4) Quanto ao método das análises: é o mais adequado para obter os resultados esperados e responder ao problema de pesquisa.

1.6 Estrutura do trabalho

A estrutura do trabalho é constituída por cinco capítulos, sendo o primeiro composto pela introdução, subdividido da seguinte forma: tem-se o tema da pesquisa, a justificativa e a importância do trabalho, o problema de pesquisa, o objetivo geral e os específicos, a delimitação do tema e a estrutura do trabalho.

No segundo capítulo, é apresentada a revisão de literatura, que compreende os conceitos de indicadores macroeconômicos, ocupacionais e os indicadores financeiros da Previdência Social Brasileira. Ainda, nesse capítulo, é apresentada a revisão da literatura dos modelos econométricos utilizados nesta pesquisa.

O capítulo três inclui a metodologia que baseou o desenvolvimento da pesquisa, onde estão descritas as etapas necessárias para a coleta, tabulação e modelagem econométrica.

Os resultados do estudo são apresentados no capítulo quatro desta pesquisa,

onde estão descritas todas as análises desenvolvidas para a conclusão, e as considerações finais encontram-se no último capítulo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo compreende a metodologia necessária para a elaboração da pesquisa, com o intuito de cumprir o objetivo geral e os específicos propostos. São apresentadas as definições dos indicadores utilizados na construção dos modelos, abordando a metodologia de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VAR/VEC).

2.1 Indicadores

Por meio da análise da literatura, foram escolhidos os indicadores macroeconômicos e ocupacionais mais utilizados na literatura e que, de alguma forma, tivessem sido citados como influenciáveis ou influenciadores sobre os indicadores financeiros da Previdência Social.

2.1.1 Indicadores macroeconômicos

Macroeconomia é o estudo do comportamento agregado de uma economia, ou seja, das principais tendências (a partir de processos microeconômicos) da economia no que diz respeito principalmente à produção, à geração de renda, ao uso de recursos, ao comportamento dos preços e ao comércio exterior. Os objetivos da macroeconomia são principalmente: o crescimento da produção e consumo, o pleno emprego, a estabilidade de preços, o controle inflacionário e uma balança comercial favorável (XAVIER, 2007).

Os indicadores macroeconômicos referem-se às estatísticas que indicam o estado atual da economia em função de um determinado setor (indústria, mercado de trabalho, comércio, etc.). São publicados regularmente em um determinado período de tempo por agências governamentais ou pelo setor privado.

Os indicadores econômicos têm sido usados pela Previdência Social para calcular e reajustar o valor dos benefícios, determinar o piso e o teto de prestações pecuniárias, estabelecer alterações no valor das contribuições de segurados, corrigir o valor de débitos de empresas e calcular valores associados às sentenças judiciais (INSS).

Dentre os principais indicadores macroeconômicos referenciados, estão o Produto Interno Bruto (PIB), o valor do salário mínimo (SALMI), Rendimento Médio Nominal (RMN), Taxa de Juros - Selic (TJ) e Taxa de Desemprego (TD), detalhados a seguir:

- Produto Interno Bruto - PIB

O PIB é a medida mais ampla da economia de um país e representa o valor total de mercado de todos os bens e serviços produzidos num país durante um determinado ano. Ele representa a soma (em valores monetários) de todos os bens e serviços finais produzidos numa determinada região durante um período determinado. O PIB é um dos indicadores mais utilizados na macroeconomia com o objetivo de mensurar a atividade econômica de uma região.

No Brasil, o cálculo do PIB é realizado pelo Instituto Nacional de Geografia e Estatística (IBGE), órgão responsável pelas estatísticas oficiais, vinculado ao Ministério do Planejamento. O cálculo leva em conta o acompanhamento de pesquisas setoriais que o próprio IBGE realiza ao longo do ano, em áreas como agricultura, indústrias, construção civil e transporte. O indicador inclui tanto os gastos do governo quanto os das empresas e famílias e mede também a riqueza produzida pelas exportações e importações. O IBGE usa, ainda, dados de fontes complementares, como o Banco Central, Ministério da Fazenda, Agência Nacional de Telecomunicações e Eletrobrás, entre outras (CHIARINI e FARID, 2009).

- Salário Mínimo - SALMI

O salário mínimo é o mais baixo valor de salário que os empregadores podem legalmente pagar a seus funcionários pelo tempo e esforço gastos na produção de bens e serviços. Também é o menor valor pelo qual uma pessoa pode vender sua força de trabalho. Apesar de existir em praticamente todos os países do mundo, existem diversas opiniões sobre as vantagens e desvantagens do salário mínimo. Os defensores dizem que ele aumenta o nível de vida dos trabalhadores e reduz a pobreza (WIKIPEDIA, 2011).

Conforme Cacciamali (2005), a determinação de um salário mínimo provoca uma situação de maior salário real e menor nível de emprego no mercado de

trabalho regulamentado, enquanto leva à diminuição de salário real e aumento de emprego no mercado de trabalho não regulamentado.

- Rendimento Médio Nominal - RMN

Esse indicador representa o rendimento médio nominal mensal do trabalho principal efetivamente recebido pelos brasileiros, que tem valor em torno de 750,00 reais, atualmente, e é sensível a alterações na inflação.

Em março deste ano, o rendimento médio para os homens foi de R\$ 881,45 e, para as mulheres, foi de R\$ 613,85. Em termos reais, em relação a março do ano passado, o rendimento para o sexo masculino caiu 5,3%, enquanto para o sexo feminino, 4,8% (IBGE, 2011).

O rendimento do trabalho é o rendimento monetário bruto (sem descontos de imposto de renda e previdência), efetivamente recebido, referente ao trabalho realizado no mês imediatamente anterior ao da pesquisa. Para os assalariados, são considerados os descontos por falta ou acréscimos devidos a horas extras, gratificações, etc. Não são computados o décimo terceiro salário e os benefícios indiretos. Para os empregadores, autônomos e demais posições, é considerada a retirada mensal (INSS).

- Taxa de Juros Selic - TJ

As taxas de juros têm o papel mais importante no movimento dos preços das moedas no mercado de câmbio, visto que são as instituições que estabelecem as taxas de juros, os bancos centrais são os atores mais influentes. As taxas de juros ditam os fluxos de investimento. Sendo que as moedas são as representações da economia de um país, as diferenças nas taxas de juros afetam o valor relativo das moedas em relação às outras.

A taxa de juros Selic serve como base para o cálculo das demais taxas de juros de todo o crédito concedido na economia. Não sofrem impacto do aumento dos juros os preços de serviços administrados como: energia elétrica e telefonia, petróleo ou *commodities*, fortes fatores que influem no índice de inflação atualmente.

Segundo Rossa (2008), a taxa Selic é dada pela média diária ponderada pelo volume das operações, de acordo com a seguinte equação algébrica (1):

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n VE_i DI_i}{\sum_{i=1}^n VE_i} \quad (1)$$

Em que:

μ = taxa média ponderada;

DI_i = taxa da *i-ésima* operação;

VE_i = valor de emissão da *i-ésima* operação (volume de operações);

n = número de operações na amostra.

- Taxa de Desemprego - TD

O IBGE classifica como pessoas desempregadas ou desocupadas aquelas que não estavam trabalhando, mas estavam disponíveis para trabalhar e tomaram alguma providência efetiva para conseguir trabalho nos trinta dias anteriores à semana em que responderam a pesquisa.

Segundo IBGE diz que desemprego é teoricamente a parte da população economicamente ativa, portanto, em idade adulta e em condições saudáveis para exercer alguma atividade na sociedade e que infelizmente, por circunstâncias devidas, não está podendo realizar sua função social.

No Brasil, as razões do desemprego são mais complexas e suas formas de manifestação também. Nesse sentido, é importante detalhar o atual fenômeno de desemprego que afeta a economia do país. Há três tipos básicos de desemprego ocorrendo ao mesmo tempo e, muitas vezes, interligados. O desemprego conjuntural, provocado pela gestão da política econômica; o tecnológico, resultante dos processos de introdução de novas tecnologias, de técnicas organizacionais e de racionalização do processo produtivo; e o de exclusão, decorrente da desqualificação para o trabalho nos núcleos mais dinâmicos da economia (DIEESE, 1996).

2.1.2 Indicadores de ocupação brasileira

Esses indicadores representam o mercado de trabalho brasileiro, como está

distribuído, em questão de mão-de-obra, quanto ao sexo e o tipo de ocupação. Esses indicadores apresentam uma estimativa aproximada do nível de ocupação feminina e masculina ou, ainda, a taxa de informalidade dos indivíduos são indicadores do mercado de trabalho brasileiro.

A taxa de ocupação é definida pela relação entre a população ocupada (PO) e a população em idade ativa (PIA). Ela determina, dentre aqueles potencialmente aptos para o trabalho (idade maior ou igual a 10 anos), a proporção de pessoas que, efetivamente, tem uma ocupação.

- Taxa de Ocupação Feminina – TOF

A taxa de ocupação feminina corresponde à proporção de mulheres ocupadas sobre o total de pessoas ocupadas de ambos os sexos; cresce com mais intensidade que a masculina, enquanto a desigualdade de rendimentos diminui entre os sexos.

Os indicadores da Pesquisa Mensal de Emprego divulgada pelo IBGE, segundo o gênero, mostram que, em 12 meses até abril passado, a taxa de atividade masculina caiu de 71,3% para 70,7%, enquanto a feminina subiu de 43,6% para 45%.

- Taxa de Ocupação Masculina - TOM

A taxa de ocupação masculina refere-se à proporção de homens ocupados sobre o total de pessoas ocupadas de ambos os sexos. Esse indicador sempre se manteve acima dos índices encontrados para as mulheres.

- Taxa de Ocupação Informal - TOI

Segundo Pinho e Vasconcelos (2005), o mercado formal contempla as relações contratuais de trabalho, em grande parte determinadas pelas forças de mercado, ao mesmo tempo em que é objeto de legislação específica que as regula. Em contraposição, existe o mercado informal, em que prevalece as regras de funcionamento, com um mínimo de interferência governamental.

Quando existe um aumento do trabalho informal de um país, isso implica uma

diminuição da arrecadação da Previdência Social, já que esses trabalhadores não estão contribuindo, na maioria das vezes.

Esse indicador é calculado com base na razão das pessoas com ocupação informal pela população ocupada no período.

2.1.3 Indicadores Previdenciários

Os indicadores previdenciários foram baseados em um trabalho desenvolvido por Leite, Ness e Klotze (2010) intitulado Previdência Social: fatores que explicam os resultados financeiros.

Segundo os autores, segue-se a prática corrente nos estudos sobre previdência em que esses valores são divididos pelo PIB, visando facilitar as comparações internacionais e torná-los independentes de conversões cambiais ou índices inflacionários. Para isso, usa-se a série histórica mensal do PIB, estimada e divulgada pelo Banco Central do Brasil, cujos valores estão em conformidade com a nova metodologia de cálculo do PIB adotada pelo IBGE (BCB, 2007).

Segundo o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE, 2010), os benefícios da previdência consistem em prestações pecuniárias pagas aos segurados ou aos seus dependentes de forma a assegurar aos beneficiários da Previdência Social Brasileira meios indispensáveis para a sua manutenção por motivo de incapacidade, desemprego involuntário, idade avançada, tempo de serviço, encargos familiares e prisão ou morte daqueles de quem dependiam economicamente.

- Emissão Previdenciária - VE

Benefícios emitidos correspondem aos créditos emitidos para pagamento dos benefícios de prestação continuada que estão ativos nos cadastros mantidos pela Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social (DATAPREV), ou seja, incorporam apenas aqueles que efetivamente estão sendo encaminhados para os órgãos pagadores.

- Arrecadação Previdenciária (ou receitas) - VA

Este indicador é constituído de valores arrecadados pela Previdência Social provinda da contribuição dos segurados, por meio de desconto de um percentual do salário recebido por eles durante o mês.

- Saldo Previdenciário - SP

O saldo previdenciário é o valor resultante entre a arrecadação previdenciária e a emissão de benefícios concedida pela Previdência Social, isto é, é o valor da diferença entre a arrecadação líquida (recebimentos próprios menos transferências a terceiros) e benefícios previdenciários pagos (INSS).

A seguir, é apresentado o modelo econométrico utilizado na avaliação das relações existentes entre as variáveis do conjunto.

2.2 Modelo Econométrico Autorregressivo com Correção de Erros VAR/VEC

Nesta seção é apresentada uma breve revisão da literatura do modelo econométrico utilizado na pesquisa. A metodologia do Modelo Vetorial com Correção de Erros (VAR/VEC).

2.2.1 Modelo VAR

Os modelos VAR são considerados um instrumento bastante eficaz para estimar modelos que envolvem relações complexas entre as variáveis.

Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) introduzidos por Sims (1980) vêm como uma alternativa à modelagem com equações estruturais. A metodologia VAR se exime de muitas restrições em relação à dependência ou independência das variáveis em estudo. Em modelos econômicos, essa relação nem sempre é trivial de ser identificada, sendo assim uma análise complexa, ou seja, é difícil de perceber o que afeta cada variável e se essa relação é recíproca. Enders (2004) relata que a modelagem VAR, em sua forma mais elementar, considera todas as variáveis simetricamente, não sendo considerada, portanto, a questão da dependência *versus* independência.

Segundo Morettin (2008), a evidência de autocorrelação nos resíduos leva ao emprego de modelos do tipo Vetor Autorregressivo, os modelos VAR mensuram relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e das demais variáveis.

Conforme Hamilton (1994), a estimação de sistemas de equações, por meio do modelo VAR, busca determinar os resultados de choques, ou seja, mudanças de comportamento em uma das variáveis, considerando os efeitos do sistema de equações como um todo.

Para fins de análise, considere um sistema com p variáveis independentes e relacionadas por uma memória autorregressiva, tal como se encontra em (2):

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + e_t \quad (2)$$

Para obter a forma padrão dos modelos VAR, multiplica-se a equação (2) por B^{-1} , logo, tem-se a equação (3):

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\Gamma_2 x_{t-2} + \dots + B^{-1}\Gamma_p x_{t-p} + B^{-1}e_t \quad (3)$$

Resultando na equação padrão pode ser vista em (4)

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

ou seja, tem-se a expressão (5) de forma reduzida:

$$x_t = A_0 + A_1 \sum_{i=1}^p x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sendo que x_t é o vetor das variáveis em estudo, A_0 é a matriz de interceptos e A_i , $i=1,2,\dots,p$ são matrizes com os termos das equações, ε_t são os erros não correlacionados, com média zero e variância constante. Ainda, ε_t é um vetor de inovações (“choques”) não esperadas nas variáveis em estudo.

Na construção do modelo VAR, é importante a identificação do número de defasagens a serem incluídas no modelo. Enders (1995) destaca a preocupação quanto à especificação correta do modelo, no que tange ao número de defasagens e à forma funcional do modelo. Assim, o cuidado com o número de defasagens é de grande relevância, uma vez que interfere no número de graus de liberdade das estimações.

Para determinar a ordem de defasagens e, conseqüentemente, escolher o melhor modelo, serão utilizados os critérios de informações multivariadas como em Burnquist e Bacchi (2001), em que o número de defasagens indicado será obtido pelo maior número de critérios, a saber, o teste estatístico sequencial modificado

(LR), o erro final de previsão (FPE), o critério de *Akaike* (AIC), o critério de *Schwarz* (SIC) e *Hannan-Quinn* (HQ).

Os critérios penalizadores que auxiliam na identificação do melhor modelo podem ser expressos pelas equações matemáticas descritas a seguir:

- 1) Estatística sequencial modificada de Lagrange (LR) sugerido por Harris (1985), pode ser descrito da forma:

$$LR = N \left(\log |\hat{\Sigma}_k| - \log |\hat{\Sigma}_p| \right) \quad (6)$$

Em que $\hat{\Sigma}_k$ denota a probabilidade máxima estimativa da matriz de covariância residual de Var (k);

$\hat{\Sigma}_p$ a estimativa do Var (p) (p>k) matriz de covariância residual;

N tamanho da amostra.

- 2) Teste do Erro Final de Previsão (FPE) (1970): é definido pela fórmula (7):

$$FPE = \frac{1 + \frac{d}{N}}{1 - \frac{d}{N}} V \quad (7)$$

Em que:

d é o número de parâmetros do modelo;

N é o número de observações do conjunto de dados considerado;

V é a função-perda, ou seja, a função a ser minimizada pelo método dos mínimos quadrados e é definida por Garcia (2005) tal como se encontra em (8):

$$V(\theta) = \frac{1}{2N} \sum_{t=1}^N \varepsilon^2(t, \theta) \quad (8)$$

Em que ε é o erro de predição do modelo ($(x(t) - \hat{x}(t))$)

θ é o vetor de parâmetros do modelo.

- 3) Critério de Akaike (AIC) (1974): Um dos mais conhecidos critérios para a escolha de defasagens em modelos com base (9).

$$AIC = N \log \left| \sum \right| + 2\theta \quad (9)$$

Sendo que N é o número de observações utilizadas;

$\log|\sum|$ é logaritmo natural do determinante da matriz de variância-covariância dos resíduos;

θ é o número total de parâmetros em todas as equações.

- 4) Critério de Schwarz (SIC) (1978): esse índice tem como base a expressão (10)

$$SBC = N \log|\sum| + \theta \log(N) \quad (10)$$

Sendo que N é o número de observações utilizadas;

$\log|\sum|$ é logaritmo natural do determinante da matriz de variância-covariância dos resíduos.

θ é o número total de parâmetros em todas as equações.

- 5) Hannan-Quinn (HQ) (1979): esse índice é apresentado pela fórmula definida em (11)

$$HQ = n \log\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k \log n \quad (11)$$

Em que k é o número de parâmetros;

n é o número de observações;

RSS é a soma dos quadrados dos resíduos que resultam de regressão linear ou outro modelo estatístico.

Uma vez definido o número de defasagens a ser incluído no modelo VAR, pode-se estimar um modelo para representar esse conjunto de variáveis em estudo, além de avaliar as relações de curto prazo entre as variáveis do conjunto.

Os modelos de vetores autorregressivos seguem algumas etapas na sua construção. Porém, um pressuposto básico para a modelagem é a condição de estacionariedade das séries do conjunto de dados.

O modelo VAR tem por finalidade a avaliação do número de defasagens a serem incluídas nas análises de curto e longo prazo, bem como a avaliação das relações de curto prazo entre o conjunto de variáveis incluídas no estudo.

O pressuposto da estacionariedade e as etapas da modelagem estão descritas nas seções subseqüentes:

2.2.2 Estacionariedade

A primeira etapa consiste em verificar a condição de estacionariedade das séries temporais, cujo objetivo é verificar a presença ou não de raiz unitária. Segundo Gujarati (2000) um processo estocástico é estacionário se suas médias e variâncias forem constantes ao longo do tempo, e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depende apenas da distância ou defasagem entre esses dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. Um dos testes mais utilizados na literatura é o teste *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (1979), que considera na hipótese nula a presença de raiz unitária ou não estacionariedade da série a seguir:

$H_0 : \rho = 0$, existe raiz unitária, ou seja, série é não estacionária

$H_1 : \rho < 0$, a série é estacionária

O teste ADF é expresso pela especificação definida em (12):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \mu \quad (12)$$

$$\text{onde } \lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

Como um teste alternativo para confirmar os resultados expressos no teste anterior, será utilizado o teste *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin*–KPSS (1972), que tem as hipóteses ao contrário dos testes usuais, sendo a hipótese nula correspondente à estacionariedade da série temporal e a hipótese alternativa como não estacionária. Dessa forma, de acordo com Maddalla (1992), se o teste usual rejeitar a hipótese nula e o teste de análise confirmatória não, se tem a confirmação da estacionariedade da série temporal.

2.2.3 Cointegração

A análise de cointegração tem por objetivo principal avaliar se existem relações de longo prazo entre as variáveis do conjunto de dados.

Segundo Samohyl; Dantas (1998), considere duas séries não estocásticas Y_t e X_t , as quais serão integradas de mesma ordem $I(d)$, sendo $d > 0$, elas serão cointegradas se existir alguma combinação linear entre Y_t e X_t , tal como definido em (13):

$$U_t = d_1 Y_t + d_2 X_t \quad (13)$$

Em que,

U_t = erro no tempo, que é integrado de ordem b , $I(b)$, e $b < d$;

X_t e Y_t são cointegrados de ordem (d, b) . Em termos conceituais, significa dizer que Y_t e X_t (ou mais variáveis) possuem tendências comuns de longo prazo.

O teste de cointegração e a estimativa dos vetores de cointegração podem ser feitos por meio da metodologia desenvolvida por Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990, 1992). O procedimento de Johansen-Juselius está baseado na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR(p), tal como pode ser visto em (14):

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p} + 1 + \Pi x_{t-1} + \tau + \varepsilon_t \quad (14)$$

Sendo r o número de cointegrações. Quanto ao número de cointegrações, pode-se considerar três situações:

- se $r = n$, o número de cointegrações, é igual ao número de variáveis, então Δx_t é estacionário;
- se $r = 0$, então, Δx_t é estacionário;
- se $0 < r < n$, então existem matrizes α e β de dimensões $(n \times r)$ tais que $\Pi = \alpha\beta$, logo, existem combinações lineares estacionárias que tornam x_t estacionário. Consequentemente existem r vetores de cointegração.

Segundo Johansen & Juselius (1990), os testes do Traço ($\lambda_{tra\tilde{c}e}$) e do máximo autovalor (λ_{max}) são adequados para determinar o número de vetores de cointegração, denominado por “ r ”. “O método de Johansen permite encontrar o número de combinações possíveis de cointegração (r).

Para determinar o número máximo de vetores, parte-se de k variáveis endógenas, permite identificar o valor máximo de “ r ”, começando por $r = 0$ até $r = k - 1$, quando não é mais possível rejeitar H_0 , então se encontra o número máximo de vetores de cointegração” (FILHO; ALVIM, 2008, p 49).

A estatística do teste do Traço e do teste do Máximo Autovalor é apresentada por meio de (15) e (16), respectivamente:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -N \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (15)$$

H₀: Existe, no máximo, r vetores de cointegração

H₁: Não existe, no máximo, r vetores de cointegração

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -N \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (16)$$

H₀: Existem exatamente r vetores de cointegração

H₁: Existem exatamente $r+1$ vetores de cointegração

As duas estatísticas, por meio de testes de razão de verossimilhança, indicam o número de relações lineares existentes. Este número pode variar de 0 a n . A estatística do Traço testa a rejeição da hipótese, de que r é igual a n , ou seja, $r=n$. A hipótese nula é que $r \leq p$, em que $p = 1, 2, 3, 4, \dots, n-1$. A segunda estatística testa a significância do maior autovalor. Compara a hipótese (nula) de que r vetores são significativos estatisticamente com a hipótese alternativa de significância para $r+1$.

Segundo Mattos (2008), quando as séries são cointegradas exigem que tenham um tratamento diferenciado, pois há, em consequência, um desequilíbrio de curto prazo ou um afastamento entre os valores observados das séries em estudo. A incorporação desse termo de desequilíbrio contribui para a determinação do comportamento da variável dependente em função das demais.

2.2.4 Causalidade de Granger

Para Granger (1969), uma variável X causa Y se a inclusão de valores passados de X num conjunto de informações que inclua duas variáveis contribui para melhorar a previsão da variável Y . Caso contrário, se os valores passados de X não contribuem para melhorar a previsão de Y , diz-se que X não causa Y .

O método de Engle e Granger (1987) modifica o teste padrão de causalidade de Granger na medida em que incorpora um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, o que é a essência da análise de cointegração.

Segundo Carneiro (2010), em termos mais formais, para testar causalidade quando as variáveis são cointegradas, usam-se as equações definidas em (17):

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_{1,0} + \sum_i \beta_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_i \phi_{1,i} \Delta X_{t-i} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \\ \Delta X_t &= \alpha_{2,0} + \sum_i \beta_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_i \phi_{2,i} \Delta Y_{t-i} + \lambda_2 v_{t-1} + V_t\end{aligned}\quad (17)$$

Em que μ e V são resíduos, e ε_{t-1} e v_{t-1} são os valores defasados dos resíduos dos seguintes vetores de cointegração $Y_t = \tau_1 X_t + \mu_t$ e $X_t = \tau_2 Y_t + V_t$.

Os resultados possíveis do Teste de Causalidade de Granger são os seguintes:

- i) Causalidade unidirecional de X para Y ou de Y para X , se as variáveis possuem pelo menos uma causa em comum;
- ii) Causalidade bidirecional de X para Y e de Y para X , quando existem tendências comuns que afetam as duas variáveis;
- iii) Ausência de causalidade, quando as variáveis X e Y são independentes, ou seja, não existe uma relação de causalidade.

A causalidade é obtida com o intuito de verificar as relações pré-existentes entre as variáveis do conjunto de dados e avaliar a ordenação das variáveis no modelo de vetores de correção de erros.

2.2.5 Modelo com correção de erros

Com a aplicação dos critérios penalizadores e a conclusão sobre o melhor modelo VAR, bem como a identificação de relações de longo prazo entre as variáveis pelos testes de cointegração de Johansen (1992), faz-se necessária a introdução de um parâmetro de correção de erros no modelo VAR. Assim, é possível analisar as cointegrações existentes entre as séries em estudo e avaliar o equilíbrio de curto e longo prazo. A principal vantagem de escrever o sistema de equações pelo modelo VEC está relacionada à incorporação de informações tanto de curto quanto de longo prazo (BARBOSA et al., 2002).

Segundo Matos (2000), os modelos com correção de erros exigem que as séries em estudo sejam estacionárias por meio do uso de diferenças para que não se percam informações relevantes.

Para melhor demonstrar o modelo VAR com correção de erros, suponha um modelo VAR(1) com as variáveis originais X_t e Y_t não estacionárias, tal como encontra-se em (18):

$$\begin{aligned} X_t &= \theta_0 + \theta_1 X_{t-1} + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \\ Y_t &= \delta_0 + \delta_1 X_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (18)$$

Subtraindo da primeira equação X_{t-1} nos X's e da segunda Y_{t-1} nos Y's obtêm-se as equações definidas em (19):

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= X_t - X_{t-1} = \theta_0 + (\theta_1 - 1)X_{t-1} + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= Y_t - Y_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 X_{t-1} + (\alpha_1 - 1)Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (19)$$

Examinando as raízes do sistema de equações, pode-se observar que se X_t e Y_t são estacionárias e cointegradas, então os coeficientes da equação devem satisfazer as restrições definidas em (20):

$$\theta_1 = 1 + \frac{\phi_1 \delta_1}{\alpha_1 - 1} \text{ e } \phi_1 = \frac{\theta_1 (\alpha_1 - 1)}{\delta_1} \quad (20)$$

Substituindo a expressão (20) na equação (19), tem-se a expressão designada em (21):

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \theta_0 + \left(\frac{\phi_1 \delta_1}{\alpha_1 - 1} \right) X_{t-1} + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (21)$$

Pode-se então, a partir da equação (21), escreve-se subsequentemente as equações (22) e (23), respectivamente:

$$\Delta X_t = \theta_0 + \left(\frac{\phi_1 \delta_1}{\alpha_1 - 1} \right) \left[X_{t-1} - \frac{(1 - \alpha_1)}{\delta_1} Y_{t-1} \right] + e_t$$

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 \left[X_{t-1} - \frac{(1 - \alpha_1)}{\delta_1} Y_{t-1} \right] + \mu_t \quad (22)$$

Além disso, considera-se:

$$\beta_2 = \frac{1 - \alpha_1}{\delta_1}; \gamma_1 = \frac{\phi_1 \delta_1}{\alpha_1 - 1}; \gamma_2 = \delta_1; \theta_0^* = \theta_0 + \gamma_1 \beta_1; \delta_0^* = \delta_0 + \gamma_2 \beta_1 \quad (23)$$

Fazendo a substituição dos parâmetros definidos em (23) na equação (22), tem-se a equação (24):

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \theta_0^* + \gamma_1[X_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}] + e_t \\ \Delta Y_t &= \delta_0 + \gamma_2[X_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1}] + \mu_t\end{aligned}\quad (24)$$

As equações expostas em (24) representam um modelo VAR com correção de erros. A interpretação dessas equações indica que variações de X e Y do período t-1 ao t dependem do erro em comum destas equações dado pela expressão (25):

$$e_{t-1} = X_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 Y_{t-1} \quad (25)$$

Além disso, pode-se observar que os índices γ_1 e γ_2 são os coeficientes de ajustamento das variáveis X e Y, respectivamente.

Essas equações definidas em (25) nos indicam as relações de longo prazo das variáveis, bem como o coeficiente de ajustamento em longo prazo de desequilíbrios em curto prazo.

2.2.6 Função Impulso-Resposta (FIR)

A função impulso-resposta apresenta o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. Em outras palavras, a FIR mostra qual é o comportamento das variáveis ao longo do tempo quando algum dos resíduos sofrer uma modificação no seu valor (choques exógenos) (ENDERS, 2004). Portanto, a FIR pode ser considerada como uma simulação para o comportamento de um VAR ao longo do tempo, diante de um choque em algum dos resíduos (OLIVEIRA, 2002).

Para uma melhor compreensão sobre a função impulso-resposta, segue o exposto por Bueno (2008).

Considere o modelo VAR bivariado, com Y e Z, tal como se encontra em (26):

$$\begin{aligned}y_t &= a_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= a_{20} - a_{21}y_{t-1} + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}\end{aligned}\quad (26)$$

Suponha como restrição que $a_{12}=0$ tem-se a representação em forma de matriz, tal como definido em (27):

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (27)$$

Então os erros podem ficar reduzidos a equação (28):

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (28)$$

De modo que resulta na equação (29):

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_1) &= \sigma_y^2 \\ \text{Var}(e_2) &= \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2 \\ \text{Cov}(e_1, e_2) &= -a_{21} \sigma_y^2 \end{aligned} \quad (29)$$

Por meio da decomposição de Cholesky, pode-se definir um modelo que contemple as equações denotadas anteriormente. Fazendo as substituições de parâmetros, tem-se a equação 30:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (30)$$

Definida a matriz designada em (31):

$$\psi_i = \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (31)$$

Desse modo, tem-se a expressão (32):

$$\begin{aligned} X_t &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \Rightarrow \\ X_t &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (32)$$

Os elementos da matriz ψ_i em (31) são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas.

Um choque em uma variável X não somente afeta diretamente essa variável como também pode ser transmitido para as todas outras variáveis endógenas da estrutura dinâmica de um modelo VAR. A função impulso-resposta mostra o efeito do choque de um período na inovação (termo de erro) nos valores correntes e futuros da variável endógena.

2.2.7 Decomposição da variância

A decomposição de variância do erro de previsão é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem do modelo VAR. Por esse

método, torna-se possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. Além disso, fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (PINTO, 2008).

Segundo Lütkepohl et al. (2004), os modelos VAR/VEC possibilitam a decomposição da variância dos erros de previsão k períodos à frente, o que permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico, ao longo do tempo.

Considere o modelo VAR (1) com as variáveis y e x , tal como pode ser visto em (33)

$$\begin{aligned} X_{t+h} &= \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t+h-1} \\ X_{t+h} - \bar{X} &= \sum_{i=0}^{h-1} \psi_i \varepsilon_{t+h-1} \end{aligned} \quad (33)$$

Fazendo a decomposição em relação a y_{t+h} tem-se a expressão (34):

$$y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) = \psi_{0;1} \varepsilon_{yt+h} + \dots + \psi_{h-1;12} \varepsilon_{xt+1} \quad (34)$$

Logo, pode-se descrever a equação (35) como:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;11}^2) + \sigma_x^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;12}^2) \quad (35)$$

Agora, por meio da equação (35), pode-se observar a variância do erro de previsão em seus diversos elementos. No caso do modelo bivariado, a variância é decomposta em duas partes para cada período de tempo, fazendo a divisão de ambos os lados por $\sigma_y^2(h)$, tem-se a expressão (36):

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_x^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (36)$$

Então, pode-se definir, $\frac{\sigma_y^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;11}^2)}{\sigma_y^2(h)}$ como sendo a decomposição do erro da variância para a variável y e $\frac{\sigma_x^2(\psi_{0;1}^2 + \dots + \psi_{h-1;12}^2)}{\sigma_y^2(h)}$ para a variável x .

Quando aplicado um “choque” no termo de erro de uma das variáveis do sistema de equações, e se esse choque não produzir um efeito nas previsões a

variância do erro das outras variáveis, pode se dizer que essa variável é exógena, isto é, ela é independente das demais.

A análise de decomposição da variância tem por objetivo explicitar a importância relativa de cada variável do modelo para a explicação da variância dos resíduos de cada uma das demais variáveis. Sua importância está na identificação das relações de causalidade entre as variáveis existentes no modelo VAR. Caso um choque exógeno nos resíduos de determinada variável não explique nenhuma parcela dos demais resíduos, conclui-se que esta variável é exógena ao modelo (OLIVEIRA, 2002).

Considerando as variáveis X_t e Y_t , se existe uma relação de cointegração e causalidade entre elas, pode-se observar que o efeito de um choque em Y_t não altera somente imediatamente os valores da variável X_t , como também os valores futuros de X_t e Y_t , desde que os valores defasados apareçam nas duas equações.

O uso da Decomposição de Choleski determina a ordem que a primeira variável sofre impacto imediato em relação às demais variáveis. A segunda variável pode ter impacto imediato sobre a última variável, mas não sobre a primeira, e assim por diante. Nesse caso, a escolha incorreta da ordem de entrada, caso o modelo VAR não seja robusto, pode determinar a resposta ao impulso, mas ter sua interpretação diferente.

METODOLOGIA

A análise deste estudo refere-se aos indicadores macroeconômicos, às taxas de ocupação brasileira e aos fatores de arrecadação, emissão e saldo previdenciário. Os dados foram coletados no período de março de 2002 a dezembro de 2009, com observações mensais e medidas em unidades referentes a cada uma das variáveis.

3.1 Indicadores utilizados na pesquisa

Neste tópico são apresentadas as definições de cada tipo de indicador utilizado no estudo, bem como a composição das séries que representam cada indicador.

- Indicadores Macroeconômicos:

Neste estudo, as séries que representaram os indicadores macroeconômicos foram: Produto Interno Bruto, Salário Mínimo, Rendimento Médio Nominal, Taxa de Juros e Taxa de Desemprego.

- Indicadores de Ocupação Brasileira:

Os indicadores de ocupação são representados pelas séries que denotam a Taxa de Ocupação Feminina, a Taxa de Ocupação Masculina e a Taxa de Informalidade, coletadas no período de 2002 a 2009 no Brasil.

- Indicadores Previdenciários:

As séries que indicam os fatores previdenciários que compõem os modelos em estudo são representadas pelo Valor da Arrecadação da Previdência Social, o Valor da Emissão em Benefícios Previdenciários e o Valor do Saldo Previdenciário, que é constituído pela diferença entre a arrecadação e a emissão previdenciária.

Os indicadores previdenciários utilizados foram as séries disponíveis no site da Previdência Social Brasileira no período em estudo. Os demais indicadores foram obtidos em diversos sites, como os apresentados na Tabela 01:

Tabela 01 - Apresentação dos indicadores macroeconômicos, de taxas ocupacionais e previdenciárias.

Variável	Descrição	Unidade	Fonte
PIB	Produto Interno Bruto	Em mil reais	Banco Central
SALMI	Valor do Salário Mínimo	Reais	Ministério da Fazenda
TJ	Taxa de Juros Selic	% ao mês	IPEA
TD	Taxa de Desemprego		
RMN	Rendimento Médio Nominal	Reais	IBGE
TOM	Taxa de Ocupação Masculina	% ano mês	IBGE
TOF	Taxa de Ocupação Feminina	% ano mês	IBGE
TOI	Taxa de Ocupação Informal	% ano mês	IBGE
SP	Valor do Saldo Previdenciário	Milhões de Reais	INSS
VA	Valor da Arrecadação Previdenciária	Milhões de Reais	INSS
VE	Valor da Emissão Previdenciária	Milhões de Reais	INSS

3.2 O modelo Econométrico

Vale ressaltar que a modelagem é feita em duas etapas, um modelo para a arrecadação e a emissão previdenciária, e outro modelo para a variável saldo previdenciário, onde, esta variável saldo é a diferença entre a arrecadação e a emissão previdenciária, sendo então, em muitos casos, negativa, podendo assim, causar erros de previsão quando colocada junto com as demais variáveis que possuem todos os valores positivos.

A construção de modelos econométricos seguirá as seguintes etapas metodológicas:

Fase 1: Análise descritiva

Primeiramente, são realizadas análises descritivas das séries em estudo, acompanhadas dos gráficos. As estatísticas descritivas foram adicionadas com o intuito de revelar as características das medidas de cada variável, assim como a avaliação de sua evolução por meio gráfico. Segundo Bayer e Souza (2007), a estatística univariada tradicional considera as variáveis de forma independente, não particularizando suas possíveis inter-relações, mas é importante no desenvolvimento

de trabalhos científicos, pois ela é capaz de mostrar como as variáveis em análise estão se comportando.

Fase 2: Estacionariedade

Nesta fase do estudo, busca-se avaliar o comportamento das variáveis em decorrência do tempo, isto é, se seu comportamento se mantém estável ou não em relação a sua média, durante o período de tempo do estudo.

Segundo Faria (2009), o modelo VAR-VEC, modelo VAR cointegrado, concilia variáveis não estacionárias, as quais, por possuírem uma dinâmica em comum, têm um componente de longo prazo e outro de curto prazo.

O modelo VAR com correção de erros exige que as variáveis sejam não estacionárias em nível e que, depois de aplicada alguma diferenciação nessas séries, se tornem estacionárias, sendo que esta diferença deva ser de mesma ordem, ou seja, todas as variáveis têm que ser estacionárias com aplicação do mesmo número de diferenciação.

Com o intuito de avaliar a estacionariedade das séries, há uma gama de testes estatísticos. Nesta pesquisa, o teste utilizado foi Dickey–Fuller (1979) e, para confirmar seus resultados, aplicou-se o teste KPSS (1992), que testa a presença de raiz unitária, isto é, identifica a estacionariedade ou não dessas séries.

Fase 3: Modelagem VAR

Sendo avaliada a pressuposição de estacionariedade das séries em nível e a estacionariedade com o mesmo número de diferenças, é possível a construção de Modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR). Esse tipo de modelo considera a existência de relações de interdependência entre as variáveis e permite avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis, o que os tornam úteis e eficientes na previsão do comportamento futuro de séries temporais inter-relacionadas, conforme relata Caiado (2002).

Nesta etapa da pesquisa, é necessária a escolha do número de defasagens a ser incluídas no modelo com o auxílio dos critérios de seleção por meio do teste *Lag Order Selection Criteria*. Esse teste tem como fundamentos as estatísticas dos testes de: LR = teste de razão de verossimilhança sequencial para significância da maior defasagem (*Sequential Modified LR Test Statistic*); FPE = erro de predição final (*Final Prediction Error*); AIC = critério de informação de Akaike (*Akaike Information*

Criterion); SC = critério de informação de Schwarz (*Schwarz Information Criterion*) e HQ= critério de informação de Hannan-Quinn (*Hannan-Quinn Information Criterion*).

Etapa 4: Análise de Cointegração

Após a identificação de um modelo que cumpra as exigências impostas pelo modelo VAR e com o número de defasagens adequado, é possível a avaliação das relações lineares existentes entre o conjunto de séries do estudo. Para a avaliação destas relações, utiliza-se a técnica de cointegração de Johansen realizada duas a duas variáveis, que utiliza o teste do Traço e a estatística do Máximo Autovalor para encontrar a quantidade de vetores de cointegração existentes no sistema. Segundo Johansen (1991), o desenvolvimento do teste avalia a hipótese nula de ausência de cointegração *versus* a hipótese alternativa de presença de cointegração entre as variáveis em estudo.

Fase 5: Análise de causalidade

Segundo Granger (1969), uma variável X causa outra variável Z, no sentido de Granger, se a observação de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Z para algum horizonte de tempo, conforme citado no item 2.2.4. Nessa etapa da apresentação dos resultados, são analisadas todas as possíveis relações de causalidade.

Fase 6: Modelagem VEC

De acordo com Bueno (2008), se as séries de tempo não estacionárias têm uma dinâmica em comum, pode-se especificar um modelo VAR mais completo denominado modelo de vetor de correção de erros (VEC) e pode-se dizer que suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de curto e um de longo prazo.

Então, “se as variáveis são cointegradas, a informação sobre a relação delas, em níveis, pode ser recuperada estatisticamente ao longo do tempo por meio do uso de um Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC)” (ENGLE; GRANGER, 1991).

Com as etapas anteriores, é possível verificar se há relações de causalidade entre as séries em estudo, logo, é correto afirmar que existem relações de longo prazo entre esse conjunto de variáveis. Com o propósito de estudar essas relações, é adicionado ao modelo convencional VAR uma correção de erros. Este modelo

mostra que é possível verificar o comportamento de uma variável em curto e longo prazo, analisando o comportamento de outra variável, desde que estas estejam cointegradas. Esse procedimento é feito por meio da correção de erros aplicada ao modelo VAR tradicional, então, o modelo passa a ter a denominação VAR/VEC, modelo autorregressivo com correção de erros. Os modelos VEC se destinam a analisar as relações de equilíbrio em longo prazo e estes modelos são sensíveis à ordenação das variáveis que compõem o modelo, isto é, a ordenação permite que se coloque as variáveis na estimação do modelo de forma que se tenha a relação das mais exógenas para as mais endógenas.

Destaca-se que variáveis exógenas se mostram pouco influenciadas pelas demais, enquanto que as endógenas têm sua explicação bastante comprometida pelas outras variáveis.

Fase 7: Função Impulso-Resposta e Decomposição da Variância

Em relação a essa fase da apresentação dos resultados, nela são apresentadas as “previsões” pelo modelo VAR/VEC. As funções de impulso-resposta são as previsões de longo prazo entre as variáveis e o tempo de equilíbrio das variáveis em relação a choques administrados nas outras. A decomposição da variância foi utilizada para descrever o percentual que cada variável depende das demais, em diferentes períodos de tempo. Nesta etapa são apresentados os gráficos que demonstram as respostas dos indicadores previdenciários aos impulsos administrados nas demais variáveis. Essas relações de equilíbrio em longo prazo estão ligadas à ordenação das variáveis, e a explicação da decomposição da variância fica comprometida caso essa ordenação não seja feita de forma correta ou não seja feita.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos a partir dos testes econométricos explicitados na metodologia, utilizando séries de dados dos indicadores macroeconômicos, taxas ocupacionais e da Previdência Social Brasileira, no período de março de 2002 a dezembro de 2009.

4.1 Análise descritiva

Com o objetivo de realizar um estudo sobre as relações entre as principais variáveis macroeconômicas e de ocupação brasileira com os indicadores financeiros da Previdência Social, inicialmente, foram coletados dados históricos, sendo realizada uma investigação das séries por meio da análise descritiva de cada um dos indicadores.

É importante grafar os valores das séries observadas. Seu gráfico possibilita a visualização de uma série com tendência, com sazonalidade e alguma outra componente significativa. Por outro lado, pode sugerir a possibilidade de conveniência de transformação da variável para estabilizar o nível de variância.

A análise descritiva e os gráficos são apresentados de forma separada por tipo de indicador. Primeiramente é apresentada a análise descritiva dos indicadores previdenciários, posteriormente dos fatores macroeconômicos e, por último, dos indicadores de ocupação populacional.

4.1.1 Indicadores Previdenciários

A Tabela 02 apresenta as principais estatísticas descritivas dos indicadores previdenciários. Esses indicadores são representados pelo valor do Saldo Previdenciário (SP), o valor arrecadado (VA) e o valor emitido (VE) pela Previdência Social, no período de março de 2002 a dezembro de 2009, com observações mensais.

Tabela 02 – Resultado da análise descritiva dos Indicadores Previdenciários, em 1000 reais.

Medidas	Saldo Previdenciário (em 1000 reais)	Valor Arrecadado (em 1000 reais)	Valor Emitido (em 1000 reais)
Média	-2.182,91	11.719,84	13.902,75
Mediana	-1.949,86	10.991,44	13.601,49
Máximo	6.476,75 ¹	22.885,66	31.271,02
Mínimo	-17.863,23 ²	8.582,41	9.211,50
Desvio-Padrão	3.893,00	2.466,41	3.878,25
Nº de Observações	94	94	94

(¹) dezembro de 2003, (²) novembro de 2003.

As estatísticas demonstradas na Tabela 02 referem que o Saldo Previdenciário nesse período teve uma média negativa, de -2.182,91. Em novembro de 2003 chegou ao maior déficit. Além disso, pode-se observar que, em média, nesse período, o valor arrecadado foi menor que o valor emitido. Por essa razão, foi gerada uma média negativa no período.

Na Figura 01 observa-se a evolução do valor do Saldo Previdenciário brasileiro de março de 2002 a dezembro de 2009.

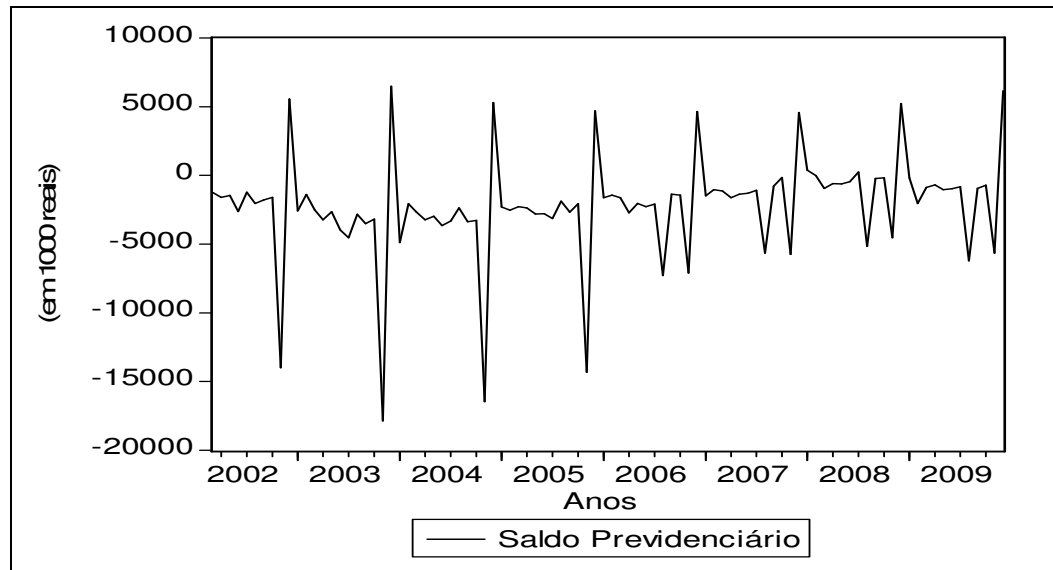


Figura 01: Valor do Saldo Previdenciário brasileiro de março de 2002 a dezembro de 2009.

Observa-se, pela Figura 01, que até o ano de 2005, a variável que representa o valor do Saldo Previdenciário tinha “picos” maiores de déficits (a variação entre o valor arrecadado e o valor emitido pela Previdência Social). A partir de 2006, essa variação torna-se menor. Além disso, é possível observar que, nos meses de dezembro destes anos, ocorreu sempre um “pico” positivo.

Na Figura 02 estão apresentados os gráficos do Valor Previdenciário Arrecadado e o Valor Previdenciário Emitido.

Nota-se que, da mesma forma que o Saldo Previdenciário, o Valor Arrecadado e o Valor Emitido tiveram suas maiores variações até o final do ano de 2005. A série que representa o Valor Arrecadado teve seu maior “pico” na metade do ano de 2003.

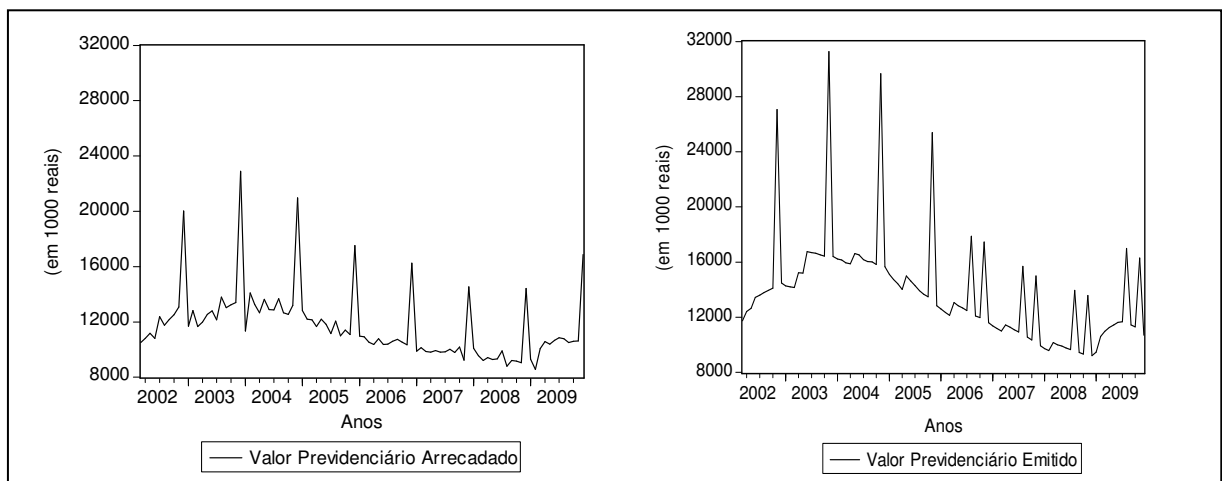


Figura 02: Gráfico dos valores arrecadado e emitido pela Previdência Social, no período de março de 2002 a dezembro de 2009.

4.1.2 Indicadores Macroeconômicos

A Tabela 03 apresenta as principais estatísticas descritivas dos indicadores macroeconômicos. Os números mostram que, nesse período, a taxa de desemprego variou de 11,80% a 20,70 % ao mês. Esse indicador é o mecanismo utilizado pelo governo para controlar a inflação. O maior índice desse indicador foi detectado em julho de 2003.

Tabela 03 - Resultados da análise descritiva dos Indicadores Macroeconômicos.

Medidas	TD (%ao mês)	PIB (Bilhões de reais)	SALMI (reais)	RMN (reais)	TJ (% ao mês)
Média	16,56	974.528,0	313,56	1.052,46	1,23
Mediana	16,75	905.859,0	300,00	1.019,35	1,21
Máximo	20,70	1.650,713	415,00	1.687,60	2,08
Mínimo	11,80	504.359,0	180,00	790,30	0,66
Desvio-Padrão	2,47	399.794,9	78,61	197,94	0,33
Nº de Observações	94	94	94	94	94

TD= Taxa de Desemprego, PIB=Produto Interno Bruto, SALMI= Valor do Salário Mínimo, RMN=Rendimento Médio Nominal e TJ= Taxa de Juros

Conforme a Tabela 03, pode-se observar que a taxa de desemprego teve uma média de 16,56 % ao mês, chegando ao seu máximo de 20,70 % ao mês. Em relação ao Produto Interno Bruto, observa-se que a média foi de 974.528,0 bilhões de reais. Nesse período do estudo, o salário mínimo variou de 180,00 a 415,00 reais. O rendimento médio nominal (RMN) dos brasileiros foi de 1.052,46 reais nesse período de estudo, sendo que, no mês de dezembro de 2008, o rendimento médio dos brasileiros foi menor, e o maior em julho de 2004.

Analisando-se a Figura 03, observa-se uma redução na taxa de desemprego durante o período de 2002 a 2009.

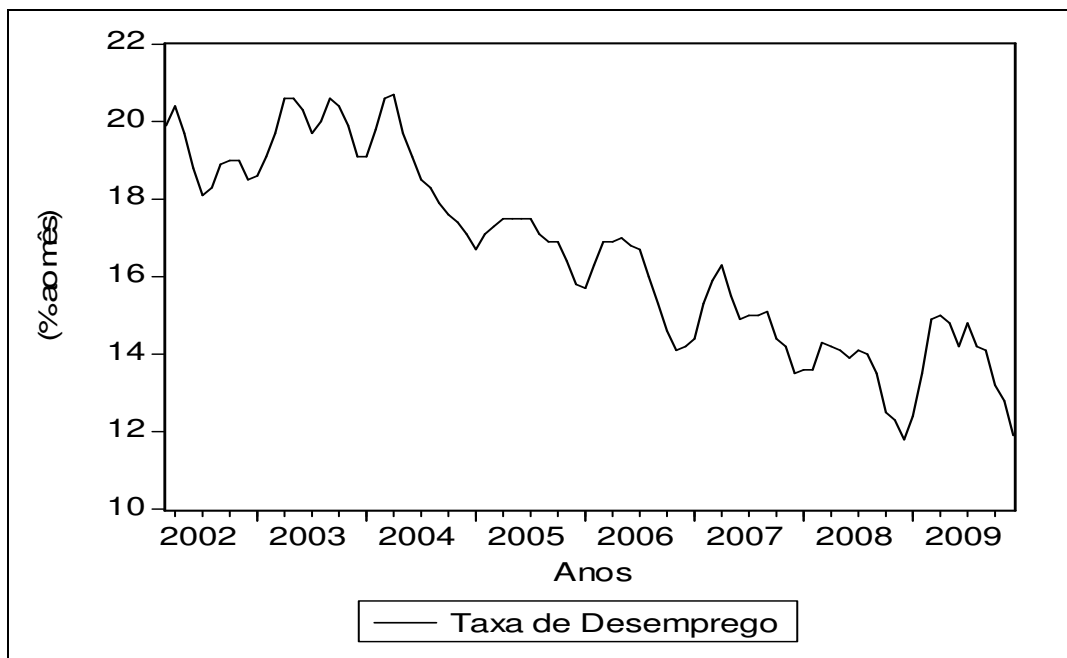


Figura 03: Série da Taxa de Desemprego

Segundo Gomes (2008), o desemprego caiu desde 2006. A taxa de queda, no entanto, foi muito menor em 2008, e deverá ser revertida em 2009, com o aumento do desemprego provocado pela generalização da crise capitalista na esfera da economia real. Em alguns locais, como Recife, a taxa já cresceu com relação a 2007, chegando a 20,4%. Em outros estados, como Salvador e São Paulo, ela manteve-se relativamente estável.

Na Figura 04 são apresentados os dados referentes às séries que representam o Produto Interno Bruto (PIB) e o Valor do Salário Mínimo, no período de março de 2002 a dezembro de 2009.

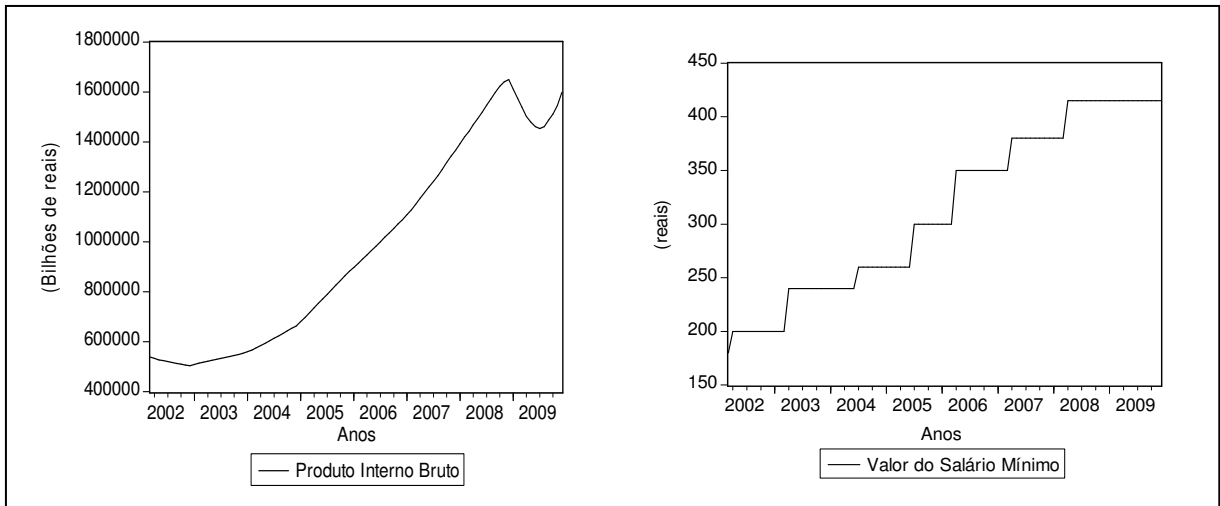


Figura 04: Séries do Produto Interno Bruto e do Valor do Salário Mínimo

Diante da queda na produção industrial, já se estima que o Produto Interno Bruto (PIB) possa apresentar retração no último trimestre do ano, em comparação com o período anterior. Isso antecipa uma desaceleração severa que era esperada apenas para o período entre janeiro e março (IPEA, 2006). O Valor do Salário Mínimo cresceu em todo o período, com um aumento de mais de 50%.

Na Figura 05 são apresentados os dados referentes às séries que representam o Rendimento Médio Nominal (RMN) dos brasileiros e a Taxa de Juros –Selic (TJ).

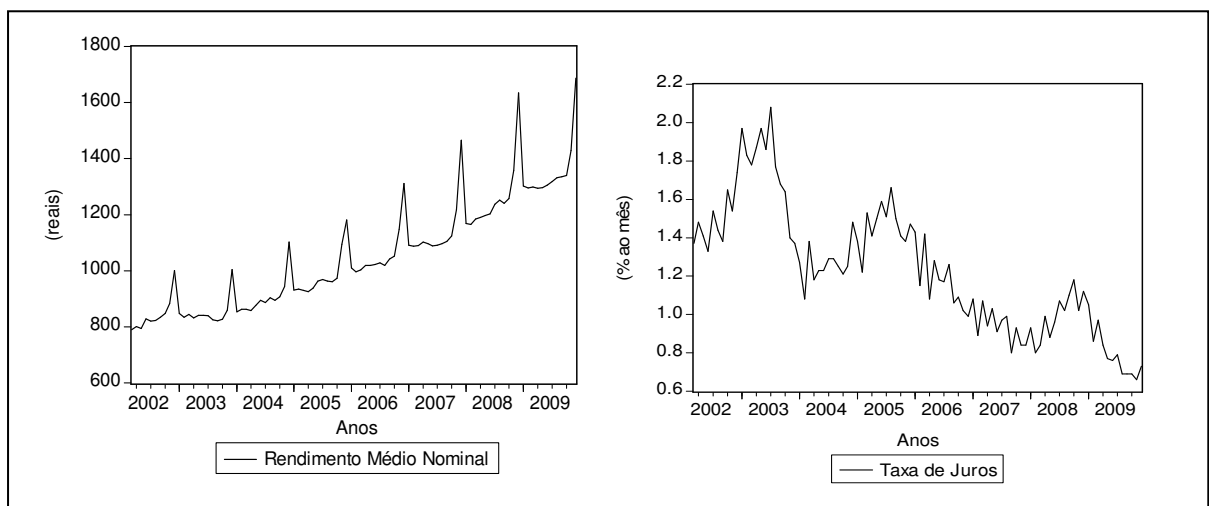


Figura 05: Rendimento Médio Nominal e Valor do Salário Mínimo.

O Rendimento Médio Nominal teve um período de decréscimo entre 2002 e 2003, obtendo seus menores valores no período de 2003 a 2005. A partir de 2005,

houve uma recuperação desse indicador, ocorrendo aumentos mês a mês, até dezembro de 2008, e, em 2009, houve um decréscimo novamente.

4.1.3 Indicadores de Taxas Ocupacionais

A Tabela 04 mostra as estatísticas descritivas das variáveis ditas de ocupação populacional que serão empregadas no modelo. Essas variáveis representam os dados de Taxa de Ocupação Feminina (TOF), Taxa de Ocupação Masculina (TOM) e de Taxa de Ocupação Informal (TOI), obtidos no período de 2002 a 2009.

Tabela 04 – Resultados da análise descritiva dos Indicadores Populacionais.

Medidas	Taxa de Ocupação Feminina (% ao mês)	Taxa de Ocupação Masculina (% ao mês)	Taxa de Ocupação Informal (% ao mês)
Média	47,95	66,75	40,53
Mediana	48,20	66,70	40,67
Máximo	49,70	68,40	43,18
Mínimo	44,90	65,70	37,34
Desvio-Padrão	1,06	0,59	1,68
Nº de Observações	94	94	94

Com base nos resultados da Tabela 04, observa-se que a Taxa de Ocupação Feminina não passou de 50% em nenhum momento deste período, enquanto que a Taxa de Ocupação Masculina não foi menor que 65%. Em média, a Taxa de Ocupação Masculina é de, aproximadamente, 70%. Isso significa que a cada 10 brasileiros do sexo masculino, 7 tem uma ocupação. A Taxa de Ocupação Informal se manteve em torno de 40,0%.

A Figura 06 apresenta a evolução das séries que indicam as variáveis populacionais relacionadas à Taxa de Ocupação Feminina e Masculina. Observando as séries, é possível notar que a TOF é crescente nesse período, com picos de elevação em 2002, 2003, 2006 e 2008, pois a taxa subiu de aproximadamente 45% para quase 50% nesse período.

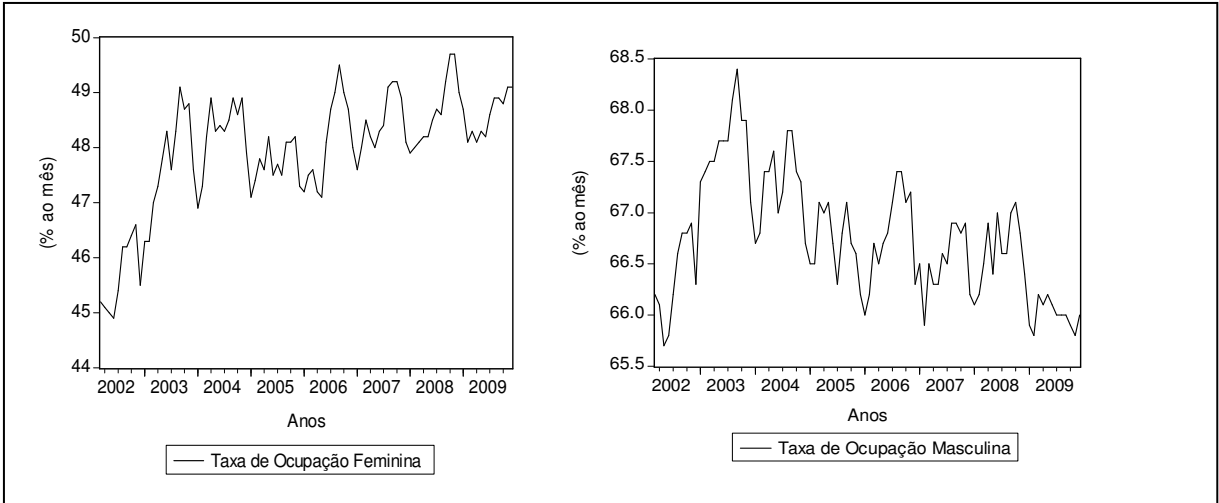


Figura 06: Evolução das séries, Taxa de Ocupação Feminina e Taxa de Ocupação Masculina.

Em relação à TOM, nota-se que, da metade do ano de 2002 até a metade de 2003, a taxa teve seu maior crescimento, atingindo o ápice em setembro de 2003, com 66,4%. Ainda é evidente que, em 2009, são observadas as menores Taxas de Ocupação Masculina brasileira. Este fato pode ser influenciado pela crise mundial que afetou a economia em todo o mundo e, no Brasil, não poderia ser diferente.

Na Figura 07 é apresentada a série que representa a taxa de informalidade registrada no período da pesquisa.

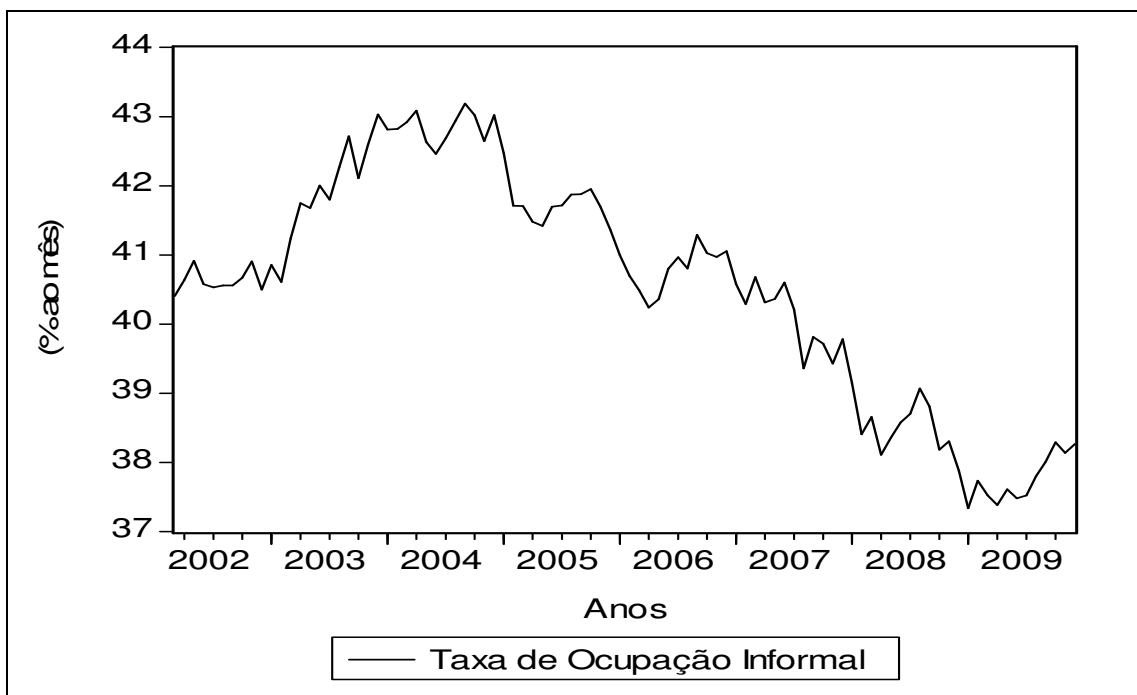


Figura 07: Taxa de Ocupação Informal.

A taxa de ocupação informal tem seu maior registro no período que compreende o início de 2003 até por volta da metade de 2004. A partir daí, a taxa tem um declive até a metade de 2009, quando teve um pequeno crescimento novamente. Segundo Rios (2009), a crise e o aumento do desemprego estão empurrando uma parte da população para a informalidade e o subemprego. Em meio ao crescimento do número de demissões e à menor oferta de vagas, muitas pessoas estão tendo que encarar um emprego sem carteira assinada, um pequeno negócio por conta própria ou vivendo de 'bicos'.

4. 2. Análise de Estacionariedade

A primeira etapa para a elaboração de estudos econométricos é a avaliação da estacionariedade das séries que serão incluídas no modelo.

Essa etapa consiste em verificar se as séries são produzidas por um processo estocástico estacionário, ou seja, se a média e a variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre esses períodos. (SILVA; MAIA, 2004, p. 12)

Com o propósito de realizar essa avaliação, aplicou-se o teste de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). As variáveis avaliadas pelo teste ADF foram: Produto Interno Bruto (PIB), Valor do Salário Mínimo (SALMI), Taxa de Desemprego (TD), Taxa de Juros-Selic (TJ), Rendimento Médio Nominal (RMN), Taxa de Ocupação Masculina (TOM), Taxa de Ocupação Feminina (TOF), Taxa de Ocupação Informal (TOI), Valor Arrecadado pela Previdência Social (VA), Valor Emitido pela Previdência Social (VE) e Saldo Previdenciário (SP)

Os resultados obtidos no teste ADF para as séries em nível e as séries em primeira diferença são apresentados na Tabela 05.

Tabela 05 - Teste de raiz unitária *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), em nível e em primeira diferença, nas séries de indicadores macroeconômicos, taxas de ocupação e previdenciários.

	Em nível										
	PIB	SALMI	TD	TJ	RMN	TOM	TOF	TOI	VA	VE	SP
Nível de significância /Valor do ADF	0,726	-1,117	-	-	-0,933	-2,870	-1,292	-	-0,392	-0,003	-1,489
1%	-3,505	-3,502	3,502	3,504	-3,502	-3,508	-3,503	3,505	3,512	3,512	3,512
5%	-2,894	-2,892	2,892	2,893	-2,892	-2,892	-2,893	2,894	2,897	2,897	2,897
10%	-2,584	-2,583	2,583	2,584	-2,583	-2,583	-2,583	2,584	2,585	2,585	2,585
p-valor	0,992	0,706	0,920	0,695	0,774	0,052	0,081	0,898	0,905	0,955	0,953
	Em primeiras diferenças										
	Δ PIB	Δ SALMI	Δ TD	Δ TJ	Δ RMN	Δ TOM	Δ TOF	Δ TOI	Δ VA	Δ VE	Δ SP
Nível de significância /Valor do ADF	-3,666	-10,357	-8,641	-4,453	-9,833	-10,400	-8,816	-4,608	-3,374	-2,866	-18,380
1%	-3,505	-3,503	-3,503	-3,504	-3,503	-3,503	-3,509	-3,505	-3,513	-3,513	-3,512
5%	-2,894	-2,893	-2,893	-2,893	-2,893	-2,893	-2,890	-2,894	-2,897	-2,897	-2,897
10%	-2,584	-2,583	-2,583	-2,584	-2,583	-2,583	-2,580	-2,584	-2,586	-2,886	-2,585
P-valor	0,006*	0,000*	0,009*	0,005*	0,000*	0,000*	0,000*	0,003*	0,014*	0,045*	0,001*

*significância estatística a 5%.

No teste de raiz unitária descrito na Tabela 05, observa-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as séries possuam raiz unitária (não são estacionárias), pois o valor crítico do teste é menor que o valor das estatísticas calculadas para os níveis de significância, ou seja, o p-valor foi não significativo. Quando essas séries são analisadas em primeira diferença, não se pode rejeitar a hipótese alternativa de ausência de raiz unitária, isto é, pode-se dizer que as séries são estacionárias em primeira diferença.

Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste ADF, empregou-se o teste KPSS, que tem como hipótese nula a estacionariedade da série. A Tabela 06 apresenta os resultados deste teste em nível e para as séries com uma diferença.

Tabela 06 - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), em nível e com uma diferença para as séries dos indicadores macroeconômicos, de ocupação e previdenciários.

	Em nível										
	PIB	SM	TD	TJ	RMN	TOM	TOF	TOI	AP	EP	SP
Nível de significância /Valor do KPSS	1,227	1,26	1,162	1,006	0,545	0,574	0,849	0,911	0,823	0,955	0,099
1%	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739
5%	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463
10%	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347
p-valor	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
	Com uma diferença										
	Δ PIB	Δ SM	Δ TD	Δ TJ	Δ RMN	Δ TOM	Δ TOF	Δ TOI	Δ AP	Δ EP	Δ SP
Nível de significância /Valor do KPSS	0,072	0,360	0,039	0,080	0,561	0,201	0,128	0,306	0,219	0,137	0,106
1%	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739	0,739
5%	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463
10%	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347	0,347
p-valor	0,391	0,878	0,214	0,633	0,981	0,953	0,397	0,515	0,824	0,981	0,846

* significância estatística a 5%.

Os resultados do teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* confirmam as hipóteses do teste de *Dickey-Fuller*. Sendo assim, as variáveis em nível são não estacionárias, no entanto, suas diferenças são estacionárias, ou seja, todas as variáveis são estacionárias.

Com este pressuposto válido, é possível determinar um modelo de vetores autorregressivos que possa explicar as relações existentes entre as variáveis do conjunto.

4.3. Modelos VAR/VEC da Arrecadação Previdenciária (VA) e Emissão Previdenciária (VE)

4.3.1- Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR)

Com o pressuposto da estacionariedade das séries atendido, em que, em nível, são não estacionárias e, em primeira diferença, se tornam estacionárias, é possível a construção de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) que possa explicar as relações de curto prazo entre as variáveis do conjunto.

O primeiro procedimento para estimar o modelo VAR especificado foi a escolha do número de defasagens a ser incluído. Para tanto, foi realizado o teste *Lag Length Criteria*, que utiliza os critérios: teste de razão de verossimilhança sequencial (LR), *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SIC), *Hannan-Quinn Critério* (HQ), indicando o número ótimo de *lags* para esses diferentes critérios de seleção. A descrição dos resultados apresentados por estes testes estão dispostos na Tabela 07.

Tabela 07 – Resultados do critério de seleção do número de defasagem.

Defasagem	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	NA	6.4×10^{22}	80,89	81,16	81,07
1	1.276,64	6.84×10^{16}	67,13	70,16*	68,35
2	302,04	8.86×10^{15}*	65,014*	70,81	67,35*
3	128,52*	1.14×10^{16}	65,070	73,62	68,52

(*) indica o número de defasagem selecionado por cada critério.

LR= teste de razão de verossimilhança sequencial, FPE= *Final Prediction Error*, AIC= *Akaike Information Criterion*, SIC= *Schwarz Information Criterion*, HQ= *Hannan-Quinn Critério*.

De acordo com a Tabela 07, é possível constatar pelo teste *Lag Length Criteria*, que o melhor modelo a ser estimado deve utilizar duas defasagens para representar todas as relações existentes. Os únicos critérios que não ressaltaram esse número de defasagens como adequado é o LR e SIC.

Para completar a análise de defasagens a ser utilizada no modelo VAR, aplicou-se o Teste *Lag Exclusion*, o qual, por meio da estatística de *Wald*, fornece a significância conjunta de defasagens incluídas no modelo VAR. Logo, a quantidade de defasagem utilizadas no modelo é a melhor escolha, isto é, para todas as variáveis esse número de defasagens é suficiente e capaz de fornecer todas as relações possíveis desse conjunto em estudo. Na Tabela 08 estão apresentados os resultados deste teste.

Tabela 08 – Resultado de Wald de significância conjunta dos coeficientes.

Defasagem	PIB	RMN	SALMI	TD	TJ	TOF	TOI	TOM	VA	VE
1	243,38	5,92	66,08	141,19	18,41	66,87	36,21	56,61	218,57	12,97
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,04]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,022]
2	26,33	6,35	13,07	24,17	20,66	11,77	7,798	5,74	10,34	20,11
	[0,003]	[0,78]	[0,23]	[0,007]	[0,02]	[0,30]	[0,64]	[0,83]	[0,41]	[0,028]
3	6,41	9,14	11,39	32,60	9,93	19,23	22,66	16,55	12,65	9,043
	[0,78]	[0,52]	[0,31]	[0,0003]	[0,45]	[0,037]	[0,012]	[0,08]	[0,24]	[0,53]
df	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10

df= graus de liberdade

Em decorrência da Tabela 08, é possível observar que realmente duas defasagens são suficientes e capazes de avaliar as relações existentes entre as variáveis, pois pelo menos uma das variáveis é não significante.

Assim, é possível analisar as funções de curto prazo entre essas variáveis. O modelo que analisa a relação de curto prazo entre o valor da arrecadação previdenciária (VA) e as demais variáveis em estudo está apresentado na equação (37). A equação (38) avalia as relações de curto prazo da variável emissão previdenciária (VE) e as outras variáveis do conjunto.

$$\begin{aligned}
 VA = & - 0,0039.PIB_{t-1} + 0,002.PIB_{t-2} + \mathbf{9,95.RMN}_{t-1} - 1,61.RMN_{t-2} - 12,79.SALMI_{t-1} - 10,42.SALMI_{t-2} + \\
 & 59,71.TD_{t-1} - 117,58.TD_{t-2} - 1.424,87.TJ_{t-1} + 80,98.TJ_{t-2} - 217,34.TOF_{t-1} + 196,01.TOF_{t-2} - \\
 & 2.923,85.TOI_{t-1} - 3.452,22.TOI_{t-2} + 632,59.TOM_{t-1} - 19,406.TOM_{t-2} - \mathbf{0,452.VA}_{t-1} + 0,057.VA_{t-2} + \\
 & \mathbf{0,55.VE}_{t-1} + 0,101.VE_{t-2} - 2.7947,27
 \end{aligned}
 \tag{37}$$

$$\begin{aligned}
 VE = & - 0,04.PIB_{t-1} + 0,021.PIB_{t-2} - 7,23.RMN_{t-1} - 7,29.RMN_{t-2} - 25,30.SALMI_{t-1} + 51,83.SALMI_{t-2} + \\
 & 47,25.TD_{t-1} - 30,85.TD_{t-2} + \mathbf{5.410,26.TJ}_{t-1} - \mathbf{5.974,62.TJ}_{t-2} + \mathbf{2.330,29.TOF}_{t-1} + 1.219,32.TOF_{t-2} - \\
 & \mathbf{189.801,67.TOI}_{t-1} + 20.745,82.TOI_{t-2} - \mathbf{4.468,63.TOM}_{t-1} + \mathbf{3.415,86.TOM}_{t-2} + 0,25.VA_{t-1} + 0,16.VA_{t-2} - \\
 & \mathbf{0,216.VE}_{t-1} - 0,36.VE_{t-2} + 11.816,42
 \end{aligned}
 \tag{38}$$

A equação (37) indica que as variáveis que tem uma relação de curto prazo com a variável Arrecadação Previdenciária é o Rendimento Médio Nominal (RMN), o Valor da Arrecadação com uma defasagem no tempo e o Valor da Emissão também com uma defasagem.

A equação (38) descreve a função da variável que representa o Valor Emitido pela Previdência no período da pesquisa. Por meio desta função é possível identificar que em curto prazo as variáveis que são significativas para o modelo são

a Taxa de Juros (TJ) e a Taxa de Ocupação Masculina (TOM), a Taxa de Ocupação Feminina (TOF), a Taxa de Ocupação Informal e a própria variável Valor Emitido.

4.3.2 Estimativa das relações de Cointegração

Sendo possível a determinação de um modelo VAR e escolhido o melhor número de defasagens, pode-se analisar a existência de um vetor de cointegração, isto é, se existe alguma combinação linear entre essas variáveis. A cointegração reflete a presença de um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema converge a este equilíbrio.

Os resultados do teste de *cointegração de Johansen* para determinar o número de vetores de cointegração são obtidos pelos testes do Traço e do Máximo Autovalor dispostos na Tabela 09.

Tabela 09 - Resultados do teste de Johansen entre as séries em estudo – Modelo Arrecadação e Emissão Previdenciária.

Hipótese nula	Autovalor	Teste do Traço		Teste do Máximo Autovalor	
		Hipótese Alternativa	Estatística do Traço (Valor crítico 5%)	Hipótese Alternativa	Estatística do Máximo Autovalor (Valor crítico 5%)
$r = 0$	0,591257	$r \geq 1$	375,5899 (273,1889)	$r = 1$	81,41488 (68,81206)
$r \leq 1$	0,532073	$r \geq 2$	294,1751 (228,2979)	$r = 2$	69,10926 (62,75215)
$r \leq 2$	0,427022	$r \geq 3$	225,0658 (187,4701)	$r = 3$	50,67870 (56,70519)
$r \leq 3$	0,406334	$r \geq 4$	174,3871 (150,5585)	$r = 4$	47,45085 (50,59985)
$r \leq 4$	0,356807	$r \geq 5$	126,9363 (117,7082)	$r = 5$	40,15932 (44,49720)
$r \leq 5$	0,307603	$r \geq 6$	86,77694 (88,80380)	$r = 6$	33,45119 (38,33101)
$r \leq 6$	0,230913	$r \geq 7$	53,32574 (63,87610)	$r = 7$	23,89216 (32,11832)
$r \leq 7$	0,126811	$r \geq 8$	29,43358 (42,91525)	$r = 8$	12,33990 (25,82321)
$r \leq 8$	0,108793	$r \geq 9$	17,09369 (25,87211)	$r = 9$	10,48124 (19,38704)
$r \leq 9$	0,070087	$r \geq 10$	6,612453 (12,51798)	$r = 10$	6,612453 (12,51798)

r= número de vetores de cointegração

Um dos testes designados para analisar o número de cointegração é o teste do Traço, em que a hipótese nula é de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r=0$), e esta hipótese é rejeitada a um nível de 5% de significância. Neste caso, pelo teste do Traço, existe pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis, pois a estatística do teste do Traço é maior que o valor crítico a 5%.

O teste de Johansen do Máximo Autovalor rejeita a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração, ao nível de 5% de significância, pois da mesma forma que o teste do Traço, a estatística do teste do Máximo Autovalor é maior que o valor crítico a 5%. Assim, os dois testes utilizados indicaram que existe, no mínimo, um vetor de cointegração.

4.3.3 Causalidade de Granger para a variável Arrecadação Previdenciária

O próximo procedimento na construção de um modelo que denote todas as possíveis relações entre as variáveis incluídas no conjunto de variáveis para explicar o valor da arrecadação e da emissão previdenciária é a Causalidade de Granger. Esse teste de hipótese indica todas as relações de causalidade entre as variáveis do conjunto em estudo. Além disso, permite examinar a interdependência e a direção da causalidade entre as variáveis.

A análise da causalidade de Granger da variável que representa o valor da arrecadação de Previdência Social está descrito na Tabela 10.

Tabela 10 – Resultados do teste de causalidade de Granger bivariado/ Valor Arrecadado pela Previdência Social.

Hipótese nula	Observações	Estatística F	Probabilidade
VA → PIB	92	0,07243	0,930
PIB → VA		6,77324	0,002*
VA → RMN	92	20,7862	0,000*
RMN → VA		14,1418	0,000*
VA → SALMI	92	1,53215	0,223
SALMI → VA		6,31506	0,003*
VA → TD	92	10,2948	0,000*
TD → VA		6,48395	0,002*
VA → TJ	92	7,01699	0,001*
TJ → VA		4,04159	0,020*
VA → TOF	92	1,65302	0,197
TOF → VA		2,04570	0,135
VA → TOI	92	0,54635	0,581
TOI → VA		5,34164	0,006*
TOM → VA	92	5,20871	0,007*
VA → TOM		0,21368	0,808
VE → VA	92	1,94685	0,000*
VA → VE		1,32173	0,272

H₀: variável não Granger causa ao valor da arrecadação previdenciária/ arrecadação previdenciária não Granger causa variável. Significância a 5%.

Com base na Tabela 10, observa-se que as relações de causalidade podem ser de duas formas, unidirecionais ou bidirecionais. As variáveis: Rendimento Médio Nominal (RMN), Taxa de Desemprego (TD) e Taxa de Juros (TJ) tem uma relação bidirecional com a variável que representa o Valor da Arrecadação Previdenciária (VA). Nas relações unidirecionais, as variáveis podem influenciar ou ser influenciadas pela VA. Então, observa-se que a variável que denota o Produto Interno Bruto (PIB), o valor do Salário Mínimo (SM) e a Taxa de Ocupação Informal (TOI) causam ou influenciam a variável VA, enquanto que a variável Taxa de Ocupação Masculina (TOM) e Valor Emitido pela Previdência Social são causadas ou influenciadas pela variável VA. Além disso, a variável Taxa de Ocupação Feminina não tem relação de causalidade com o valor arrecadado (VA) pelo INSS.

4.3.4 Causalidade de Granger para a variável Emissão Previdenciária

As relações de causalidade das variáveis macroeconômicas com a variável que representa o valor da emissão previdenciária (VE) estão mostradas na Tabela 11.

Tabela 11 – Resultados do teste de causalidade de Granger bivariado para o Valor Emitido pela Previdência Social.

Hipótese nula	Observações	Estatística F	Probabilidade
VE → PIB	92	0,65636	0,521
PIB → VE		10,9208	0,000*
VE → RMN	92	33,2927	0,000*
RMN → VE		10,5759	0,000*
VE → SALMI	92	1,49933	0,229
SALMI → VE		8,04817	0,0006*
VE → TD	92	1,33661	0,268
TD → VE		11,9371	0,000*
VE → TJ	92	1,15130	0,321
TJ → VE		5,03361	0,008*
VE → TOF	92	9,18564	0,0002*
TOF → VE		0,33978	0,713
VE → TOI	92	3,24962	0,043*
TOI → VE		8,90537	0,0003*
VE → VA	92	1,94685	0,000*
VA → VE		1,32173	0,272
VE → TOM	92	2,83277	0,064
TOM → VE		9,20963	0,0002*

H₀: variável não Granger causa ao valor da emissão previdenciária/ emissão previdenciária não Granger causa variável. Significância a 5%.

Em observação à Tabela 11, pode-se concluir que a variável Rendimento Médio Nominal (RMN) e a Taxa de Ocupação Informal (TOI) são as únicas que têm uma relação bidirecional com a variável que representa o valor da Emissão Previdenciária (VE). As demais variáveis têm relações unidirecionais com a VE. As variáveis que causam ou influenciam a VE são Produto Interno Bruto (PIB), Valor do Salário Mínimo (SALMI), Taxa de Desemprego (TD), Taxa de Juros (TJ) e Taxa de Ocupação Masculina (TOM). As variáveis Taxa de Ocupação Feminina (TOF) e Valor Arrecadado pela Previdência Social (VA) são causadas ou influenciadas pela variável VE.

4.3.5 Modelos Vetoriais Autorregressivos com Correção de Erros

Como o teste de cointegração de Johansen detectou a presença de, pelo menos, um vetor de cointegração entre as variáveis do conjunto, procedeu-se a identificação de um modelo que seja capaz de fornecer as relações de equilíbrio das variáveis em curto e longo prazo - o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Esse modelo, segundo Mattos (2005), pelo termo de erro (erro de equilíbrio), relaciona o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo. Além disso, por meio do VEC, é possível determinar a velocidade com que os desequilíbrios são eliminados.

- Teste para ordenação das variáveis

As relações identificadas nos modelos de vetores autorregressivos com correção de erros são funções sensíveis à ordenação das variáveis, isto é, dependendo da ordem em que as variáveis forem incluídas no modelo VEC, serão definidos os resultados dessas funções e a compreensão das relações que integram essas variáveis. Caso a ordem não seja correta, as relações de variância explicada serão equivocadas. Por isso, faz-se necessário a aplicação do teste de causalidade de Granger - *Block Exogeneity Wald Test*, com o objetivo de ordenar as variáveis de forma consistente e evitar erros de poder de explicação.

Segundo Enders (1995), esse teste calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VEC. Os resultados são apresentados na Tabela 12.

A Tabela 22 apresenta os resultados da estatística total do teste aplicado para verificar a ordenação, a tabela completa com a estatística do teste é apresentada no Anexo (1).

Tabela 12 - VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests _ modelo Arrecadação Emissão

Série de dados	PIB χ^2	RMN χ^2	SALMI χ^2	TD χ^2	TJ χ^2	TOF χ^2	TOI χ^2	TOM χ^2	VA χ^2	VE χ^2
Total	26,61	22,62	31,27	76,85	37,919	47,400	23,74	44,41	32,57	50,56
p-valor	0,136	0,205	0,026	0,000	0,004	0,0002	0,163	0,0005	0,018	0,0001

Fonte: Dados da pesquisa. χ^2 : Qui-quadrado

Os resultados da Tabela 12 denotam, pela estatística Qui-Quadrado, a ordem das variáveis a serem incluídas, isto é, indicam a estatística da significância conjunta de todas as outras variáveis endógenas defasadas na equação. Quanto maior for o valor dessa estatística, mais endógena (ou representativa) será a respectiva variável para o modelo, pois endogeneidade significa que a variável está relacionada dentro do modelo. Da mesma forma, o p-valor indica o grau de endogeneidade da variável, quanto mais próximo de zero o valor, mais endógena será a variável.

Utilizando a metodologia do teste, a ordem de entrada das variáveis no modelo, da mais exógena para a mais endógena, tem a seguinte sequência:

RMN => TOI => PIB => SALMI => VA => TJ => TOM => TOF => VE => TD

Figura 08: Ordenação da variável mais exógena para a mais endógena.

Sendo assim, a análise da Figura 08 implica a ordenação da variável com menor valor do qui-quadrado (mais exógena) para a mais endógena. A variável que representa a Taxa Desemprego é a variável mais endógena dentre as demais, e a variável que denota o Rendimento Médio Nominal, a mais exógena. Isso implica que a Taxa de Desemprego é a variável mais “sensível” a variações nas demais variáveis, isto é, todas as outras variáveis têm algum percentual de influência sobre ela, enquanto que a variável Rendimento Médio Nominal não é influenciada por nenhuma das demais variáveis, ou seja, não tem percentual de explicação proveniente de nenhuma das outras variáveis.

4.3.6 Modelo de correção de erros – Arrecadação Previdenciária

Os resultados dos modelos de correção de erros serão analisados para as variáveis de interesse: Arrecadação e Emissão Previdenciária. Na Tabela 13, encontra-se o vetor de cointegração que indica as relações de longo prazo das variáveis do conjunto em relação à Arrecadação Previdenciária.

Tabela 13 - Estimação do Modelo VEC referente à variável Arrecadação Previdenciária.

Variáveis	Longo Prazo		
	Coeficiente	Erro	Estatística t
VA	1		
RMN	-8.19606	-1.3819	[-5.93100] *
TOI	-955.454	-10801.3	[-0.08846]
PIB	3.48E-05	-0.00105	[0.03329]
SALMI	11.87541	-3.5102	[3.38311] *
TJ	810.0689	-262.712	[3.08349] *
TOM	-369.11	-200.989	[-1.83647] ***
TOF	72.17313	-160.82	[0.44878]
VE	-0.39262	-0.03494	[-11.2376] *
TD	-466.327	-72.1079	[-6.46707] *
C	26923.03		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1%(*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

Com base na Tabela 13, as variáveis macroeconômicas e ocupacionais que têm relação de longo prazo com a arrecadação previdenciária são: Rendimento Médio Nominal, Valor do Salário Mínimo, Taxa de Juros, Taxa de Ocupação Masculina, Valor da Emissão Previdenciária e Taxa de Desemprego, e pode-se escrever a seguinte equação

$$VA = + 8,19 RMN - 11,87 SALMI - 810,07TJ + 369,11TOM + 0,393VE + 466,33TD + 26923,03 \quad (39)$$

A equação (39) apresenta a função da arrecadação previdenciária em relação às variáveis macroeconômicas e ocupacionais. De acordo com essa equação, todas as variáveis foram estatisticamente significativas pelo teste *t de Student*, ao nível de 1%, 5% e 10%.

Ainda, em relação à equação (39), pode-se afirmar que, no longo prazo, variações de 1% no rendimento médio nominal dos brasileiros induzem uma variação de 0,08% no Valor da Arrecadação Previdenciária. O aumento de 1% no Valor do Salário Mínimo e na Taxa de Ocupação Masculina gera uma mudança de cerca de 0,12% e 3,69% no valor arrecadado pela Previdência Social Brasileira, respectivamente. Esses parâmetros significativos encontrados estão de acordo com a literatura, segundo o Governo (2011), como a arrecadação previdenciária refere-se à receita relativa à contribuição incidente sobre a folha salarial, tem como parâmetro mais importante para essa estimativa o crescimento da massa salarial nominal,

índice que varia em função da população economicamente ativa, com carteira de trabalho assinada, e do rendimento nominal médio desse grupo de trabalhadores. Ademais, o reajuste do teto de contribuição e o valor do salário mínimo também explicam a influência sobre tal projeção.

Na equação (39) ainda é possível observar que uma alteração de 1% na taxa de juros e na taxa de desemprego gera uma variação de 8,1% e 4,6% no valor da arrecadação, respectivamente. Segundo a Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul (FIERGS), as consequências para a economia de taxas de juros tão altas são as piores possíveis. Em primeiro lugar, juros elevados inibem o consumo das famílias, na medida em que encarecem a compra de bens a prazos maiores. Com isso, caem as vendas das empresas que com lucros menores reduzem os investimentos, diminuindo a oferta de trabalho presente e futura. Assim, com o crescimento da população economicamente ativa, por outro lado, tem-se então um aumento da taxa de desemprego, com reflexos negativos imediatos sobre o bem-estar social. Além do mais, a queda do número de trabalhadores com carteira assinada reduz a arrecadação da previdência, aumentando ainda mais seu déficit (MORAIS et al., 2003).

Com relação à equação (39), ainda é possível observar que o valor da emissão previdenciária tem relação de longo prazo com a arrecadação em índice de 0,0393%. Esses dois indicadores representam fatores financeiros da previdência social e nem sempre essa relação é positiva. À medida que uma cresce, a outra também cresce, e isso gera o chamado déficit da previdência que preocupa os governantes, que vêem como única solução para este problema a reforma previdenciária, com o intuito de redefinir o perfil da população atingida, já que os hábitos e costumes dos indivíduos mudaram e o atual regime não comporta essas mudanças. Outros especialistas ainda têm a opinião de que somente a privatização do sistema resolverá essa questão.

A seguir são apresentados os coeficientes de ajustamento das variáveis do curto para o longo prazo.

Tabela 14 - Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para a variável Arrecadação Previdenciária.

VA	RMN	TOI	PIB	SALMI	TJ	TOM	TOF	VE	TD
-1.549	-0.043	$1,33 \times 10^6$	0.327	-0.003	2.63×10^5	2.27×10^5	-6.32×10^5	-0.741	0.000412
-0.288	-0.018	$-9,9 \times 10^7$	-1.959	-0.002	-3.4×10^5	-9.4×10^5	-0.00013	-0.967	-0.0001
[-5.36]*	[-2.34]*	[-1.348]	[0.167]	[-1.098]	[0.778]	[-0.241]	[-0.503]	[-0.765]	[3.969]*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1%(*): 2,57.

Os valores dos coeficientes de curto prazo mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Portanto, um coeficiente pequeno mostra que a velocidade de ajustamento é baixa, ou seja, a correção no curto prazo se dá de maneira lenta para o equilíbrio cointegrante. Os coeficientes em análise possuem uma baixa velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, ou seja, caso ocorra um desequilíbrio, a correção do mesmo será feita de forma lenta rumo ao equilíbrio cointegrante.

Na Tabela 14, que apresenta os coeficientes de ajustamento do desequilíbrio no curto prazo, as variáveis que se mostram significativas no desequilíbrio foram o Rendimento Médio Nominal e a Taxa de Desemprego, e as duas variáveis têm um ajustamento baixo.

4.3.7 Função Impulso-Resposta – Arrecadação Previdenciária

Sendo encontrado um modelo de correção de erros que represente as relações de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas, de ocupação com o Valor da Arrecadação e o Valor da Emissão Previdenciária, referida pela Previdência Social Brasileira, pode-se então avaliar essas relações em longo prazo.

Essas relações são verificadas por meio de previsões empíricas da variável Arrecadação Previdenciária e na Emissão Previdenciária a cada “choque” dado sobre as demais variáveis em estudo. Essa previsão é dada por meio das funções impulso-resposta (FRI). Essas funções demonstram as inter-relações dinâmicas entre as variáveis do modelo cujos objetivos são evidenciar os impactos e inovações estocásticas entre elas. Definido por Sims (1980), um modelo VAR ou VEC revela a resposta das variáveis do modelo a choques exógenos. Em resumo, a FRI aponta a

diferença entre a nova previsão da variável, pós-choque, e sua trajetória prevista anteriormente, para diversos meses à frente.

Inicialmente são analisados os gráficos que demonstram as funções de impulso-resposta das variáveis do conjunto.

Na Figura 09, é apresentado o gráfico da resposta da variável emissão previdenciária (VE) a um choque administrado na variável que representa o valor da arrecadação previdenciária (VA).

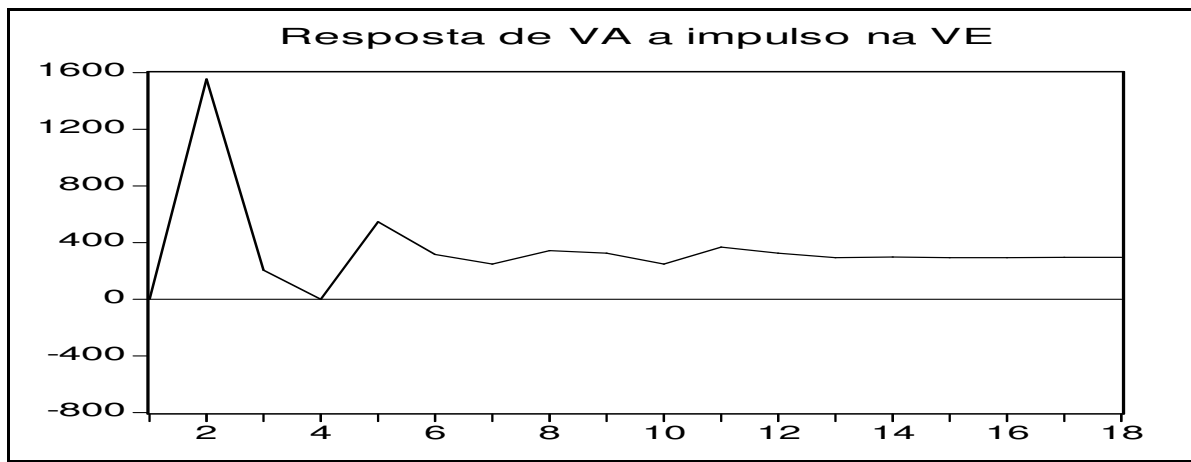


Figura 09: Funções impulso-resposta da variável VE para “choques” administrados na variável VA.

Observa-se na Figura 09 que, quando é administrado um choque na variável VE, tem-se uma resposta positiva na variável VA. Isso significa que há uma relação de proporcionalidade entre essas variáveis. O ápice de arrecadação dependente da emissão é dado até o segundo mês. No quarto mês, há um declínio. A estabilidade é percebida por volta dos doze meses. Então, pode-se concluir que leva aproximadamente 12 meses para que a variável VA consiga entrar em equilíbrio novamente, após um choque na variável VE. O equilíbrio converge lentamente, o que corrobora com os dados encontrados nos coeficientes de ajustamento.

A Figura 10 reporta as previsões da VA para os indicadores macroeconômicos.

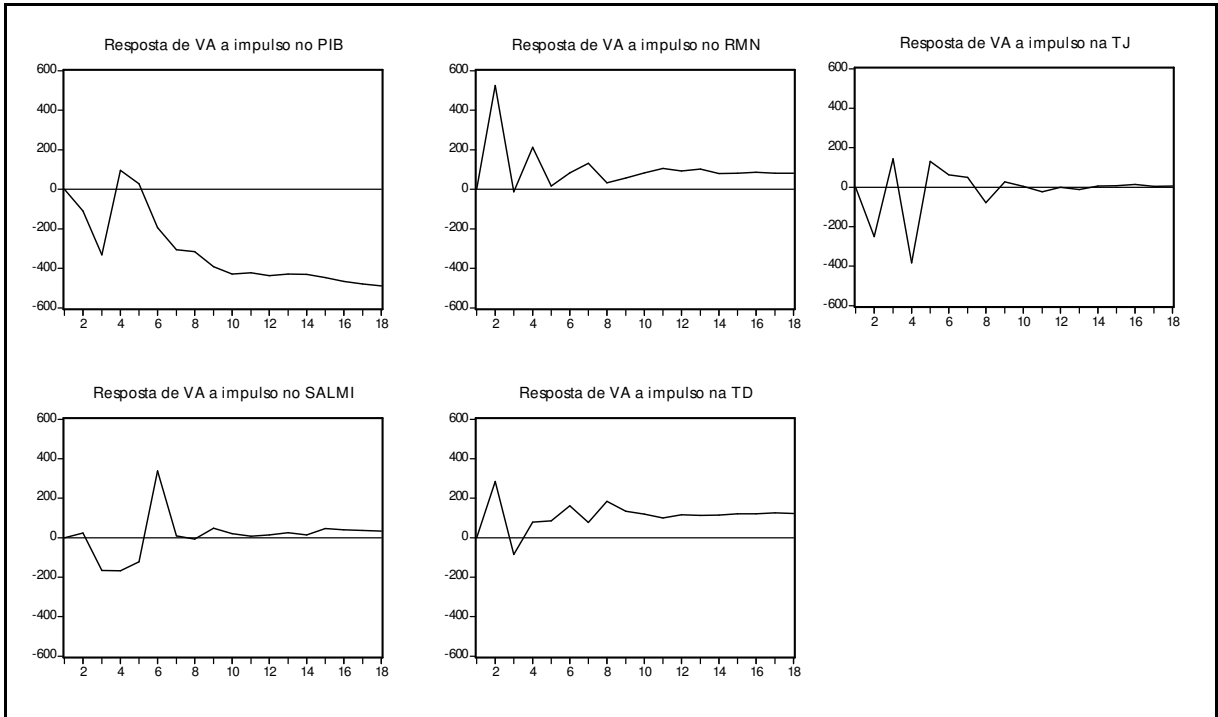


Figura 10: Funções impulso-resposta da variável VA para “choques” administrados nas variáveis macroeconômicas.

Com os resultados apresentados na Figura 10, pode-se observar que a VA tem uma reação diferenciada em relação às variáveis macroeconômicas. Para algumas variáveis, VA reage positivamente, como por exemplo, para o Rendimento Médio Nominal e a Taxa de Desemprego, e eles têm uma relação diretamente proporcional, enquanto que, para as demais, a resposta de VA é negativa quando um choque é administrado na variável Produto Interno Bruto (PIB), percebe-se que a resposta na variável valor da arrecadação previdenciária foi inicialmente positiva, mas a partir do quinto mês há uma queda que perdura até por volta dos 8 meses. Depois desse período, se mantém estável e negativa. O “choque” na variável PIB tem um período maior de duração para estabilizar.

Na Figura 11 são apresentadas as respostas da variável Arrecadação Previdenciária para choques administrados nas variáveis que representam as séries de ocupação.

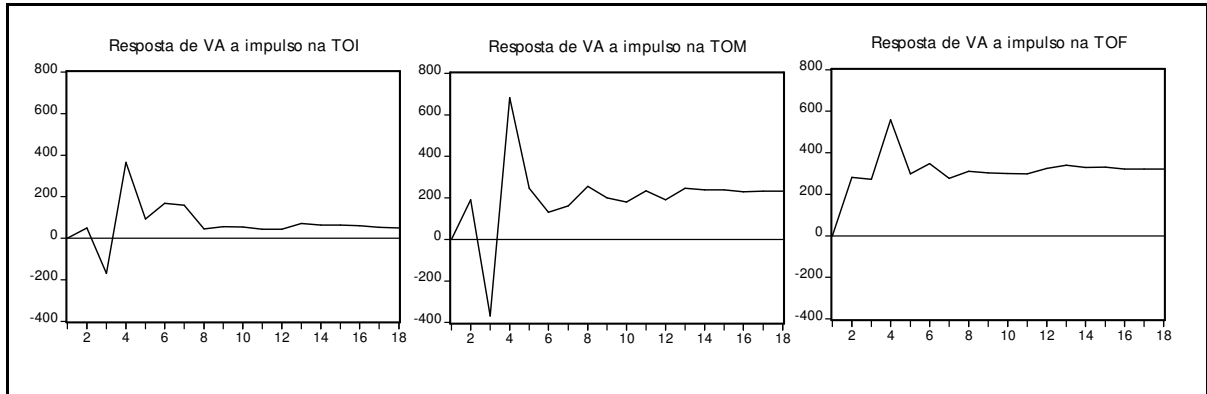


Figura 11: Resposta da variável VA a choques administrados nas variáveis de ocupação.

Pode-se verificar que, quando um choque é administrado na variável Valor da Arrecadação, observando as resposta nas variáveis macroeconômicas, a resposta inicialmente é de elevação. Se há um impulso nessas variáveis, existe também uma elevação do saldo previdenciário, entretanto o tempo de equilíbrio dele é diferente, oscilando num intervalo de 4 a 10 meses. A única variável que se mantém positiva em todo o período em estudo é a Taxa de Ocupação Feminina.

4.3.8 Modelo de correção de erros - Emissão Previdenciária

Nesta seção é apresentado o vetor de cointegração para a variável que representa as relações de longo prazo desse conjunto de variáveis.

Tabela 15 - Estimação do Modelo VEC referente à variável Emissão Previdenciária.

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística
VE	1		
RMN	20.87547	-4.66676	[4.47323]*
TOI	2433.555	-27915.4	[0.08718]
PIB	-8.86E-05	-0.00267	[-0.03322]
SALMI	-30.24682	-9.20647	[-3.28539]*
VA	-2.547013	-0.18833	[-13.5240]*
TJ	-2063.256	-694.394	[-2.97130]*
TOM	940.1284	-551.213	[1.70556]***
TOF	-183.8259	-396.151	[-0.46403]
TD	1187.741	-195.418	[6.07795]*
C	-68573.31		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student. Valores críticos: 1%(*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

Na Tabela 15 está apresentado o modelo VAR com correção de erros VEC do Valor da Emissão Previdenciária.

Em longo prazo, as variáveis que tem uma relação com a Emissão Previdenciária são a Taxa de Ocupação Masculina e a Taxa de Ocupação Feminina.

$$VE = -20,87.RMN + 30,24.SALMI + 2,55.VA + 2.063,26 TJ - 940,13.TOM - 1.187,74.TD + 68.573,31 \quad (40)$$

Por meio da equação (40) é possível observar que uma variação de 1% no Rendimento Médio dos Brasileiros gera uma variação de 20,87% no Valor da Emissão Previdenciária. O maior percentual de variação é encontrado na Taxa de Desemprego.

Tabela 16 - Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para o valor da emissão previdenciária.

VE	RMN	TOI	PIB	SALMI	VA	TJ	TOM	TOF	TD
0.2909	0,017	$5,2 \times 10^7$	-0,128	0,0011	0,608	-1.03×10^5	$8,9 \times 10^6$	$2,48 \times 10^5$	-0,00016
-0.379	-0,007	$-3,9 \times 10^7$	-0,769	-0,001	-0,113	-1.3×10^5	$-3,7 \times 10^5$	-4.9×10^5	-4,1 \times 10^5
[0,765]	[2,343]**	[1,348]	[-0,167]	[1,098]	[5,368]*	[-0,778]	[0,241]	[0,503]	[-3,969]*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1%(*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

Em relação aos coeficientes de ajustamento, estes têm uma reação baixa, convergindo lentamente para o equilíbrio em longo prazo. A variável Rendimento Médio Nominal converge com um coeficiente de 0,017% em cada período. Já para a variável VA, o coeficiente de ajustamento alto de 0,6% corrigido a cada espaço de tempo.

4.3.9. Função Impulso-Resposta – Valor da Emissão Previdenciária

O próximo procedimento será a apresentação dos gráficos das respostas da variável VE a choques administrados na variável VA, nos indicadores macroeconômicos e nos indicadores de Taxas Ocupacionais.

Na Figura 12 são apresentadas as respostas da variável Emissão Previdenciária (VE) para a variável VA.

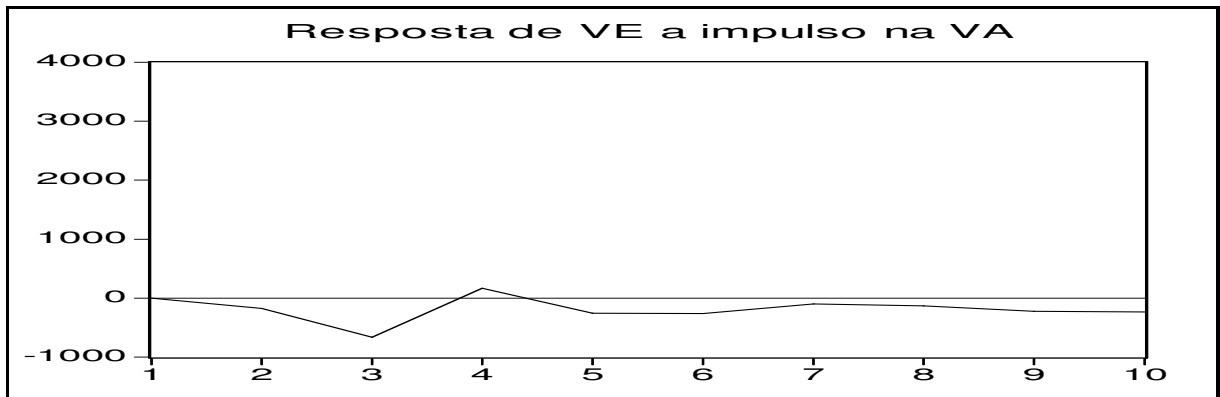


Figura 12: Resposta da variável VE a choque na variável VA.

Inicialmente, a resposta da variável VE para impulsos em VA é negativa. A estabilidade desta relação em aproximadamente por volta dos 5 meses.

Na Figura 13 são apresentadas as respostas da variável Emissão Previdenciária (VE) para os indicadores macroeconômicos.

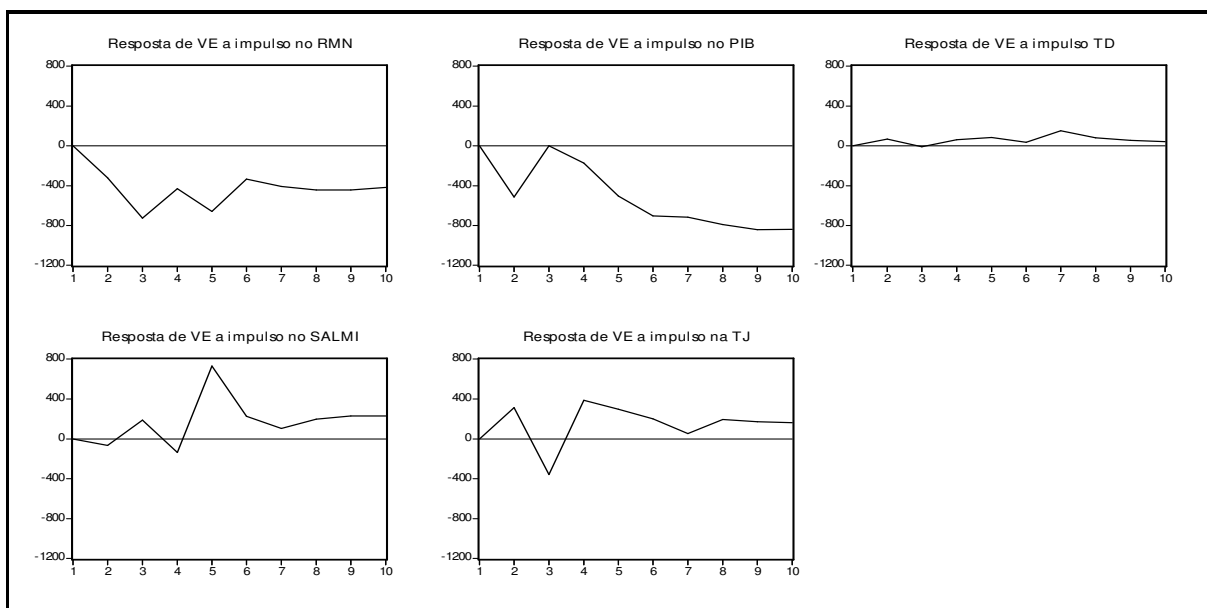


Figura 13: Resposta da variável VE a choque nas variáveis macroeconômicas.

É possível observar que a variável VE tem uma resposta negativa a impulso nas variáveis RMN e PIB, e positiva para “choques” nas variáveis SALMI e TJ. A resposta de VE a impulso à Taxa de Desemprego teve pouca oscilação, mas manteve-se sempre positiva.

Na Figura 14 são apresentadas as respostas da variável Emissão Previdenciária (VE) para os indicadores de Taxas Ocupacionais.

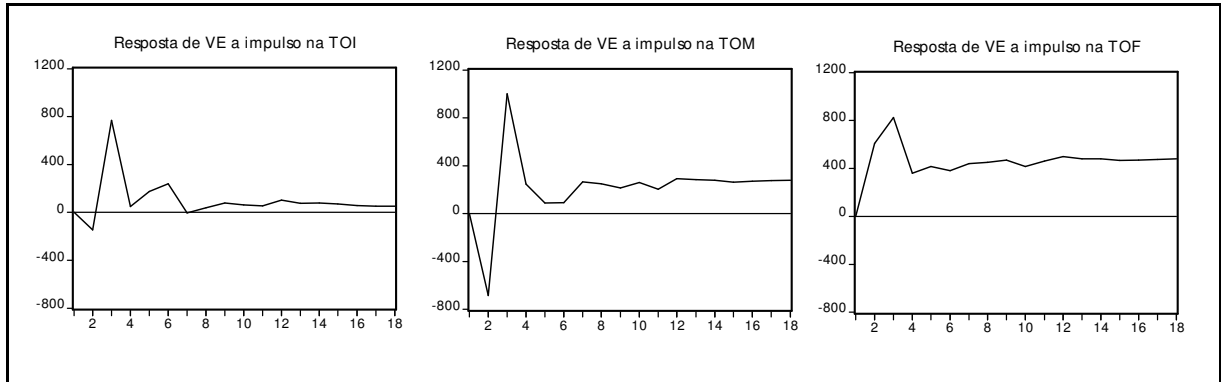


Figura 14: Resposta da variável VE a choques administrados nas variáveis de Ocupação.

A Figura 14 reporta que o Valor Emitido pela Previdência Social (VE) tem uma resposta negativa e, em seguida, passa a ser positiva a impulsos administrados nas variáveis TOI e TOM, enquanto que, para a variável TOF, a resposta é positiva e se mantém aproximadamente constante. Enquanto que a estabilidade de VE para TOM é adquirida por volta de 2 anos, para TOF essa estabilidade é por volta de 1 ano.

4.3.10 Decomposição da Variância - Arrecadação e Emissão Previdenciária

Outro instrumento de análise da dinâmica das variáveis num sistema VEC é a decomposição da variância. A estimação da decomposição da variância dos erros permite caracterizar a importância dos efeitos de cada choque exógeno sobre a variável dependente em instantes de tempos diferentes. Nesse caso, a análise da decomposição da variância foi realizada levando em consideração três variáveis dependentes, no primeiro momento, a variável VA, seguida da VE. A análise foi feita para o primeiro mês, para o sexto, para um ano, dois anos e três anos.

A Tabela 17 apresenta a decomposição da variância para cada variável ao longo desse período.

Tabela 17 - Decomposição da variância – Modelo VEC.

Decomposição da variância para a variável VA											
Período	Erro	RMN	TOI	PIB	SALMI	VA	TJ	TOM	TOF	VE	TD
1	160,94	44,89	3,76	0,34	3,57	47,44	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6	122,20	13,62	5,31	2,48	3,49	9,57	3,56	10,16	9,59	40,41	1,81
12	154,33	10,45	4,44	11,08	2,65	7,33	2,73	10,15	12,84	35,99	2,34
24	207,14	6,55	3,12	23,93	1,88	5,07	1,67	10,52	16,07	28,66	2,53
36	249,11	4,74	2,46	30,86	1,54	4,03	1,19	10,57	17,19	24,85	2,57

Decomposição da variância para a variável VE											
Período	Erro	RMN	TOI	PIB	SALMI	VA	TJ	TOM	TOF	VE	TD
1	60,94	2,09	0,01	0,35	0,01	0,76	1,57	0,65	4,82	89,74	0,00
6	122,20	4,87	3,33	5,97	3,02	2,79	2,20	7,86	14,02	55,86	0,08
12	154,33	4,55	2,16	17,23	2,69	2,03	1,43	6,76	16,25	46,71	0,17
24	207,14	4,53	1,25	29,37	2,73	1,63	0,84	5,96	17,08	36,43	0,18
36	249,11	4,49	0,89	34,67	2,75	1,49	0,61	5,66	17,17	32,08	0,19

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 17, observa-se que, em torno de 48% da variância do erro de previsão da variável VA é explicada por ela mesma, enquanto que quase 45% dela é explicada pelo Rendimento Médio Nominal dos brasileiros no primeiro mês, após ocorrido o choque inicial não antecipado. As demais variáveis, as mais exógenas que VA, têm pouca representatividade na variância do erro de previsão. Quando analisada a decomposição, após 6 meses, essa variável é explicada, aproximadamente, 41% pela variável VE, sendo que nesse período, as demais variáveis têm um poder baixo de explicação da variância do erro de previsão.

Ao se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão da variável que representa o valor de emissão previdenciária (VE), pode-se observar que, no primeiro mês, ela própria tem um poder de explicação de aproximadamente 90% e, no sexto mês, esse percentual é de apenas 55%, sendo que, nesse período, a taxa de ocupação feminina (TOF) representa 14% de variação.

4.4 Modelo VAR/VEC Saldo Previdenciário

4.4.1 Modelo Autorregressivo

Nesta fase do estudo, foi construído um modelo VAR com correção para o saldo previdenciário. Este modelo leva em consideração todas as séries utilizadas para elaborar o modelo anterior.

Como as variáveis do modelo são não estacionárias e possuem a mesma ordem de integração, é possível a estimação de um modelo VAR que consiga descrever as relações de curto prazo, bem como analisar o número ótimo de defasagens a ser utilizado para avaliar essas relações.

A primeira análise para estimar o modelo VAR é a determinação de qual o melhor número de defasagens, isto é, quantas defasagens são necessárias para que as relações sejam bem definidas nesse conjunto de dados.

Com o intuito de observar o número de defasagens, realizam-se os testes de Seleção do Número de Defasagens por meio dos critérios penalizadores (*Var lag Order Selection Criteria*). A Tabela 18 apresenta os resultados dos critérios penalizadores na seleção do melhor número de defasagens.

Tabela 18 - Número de defasagens do modelo VAR para a série de indicadores macroeconômicos, ocupacionais e saldo previdenciário.

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	6.59×10^{16}	64,27	64,51	64,36
1	1.210,43	1.50×10^{11}	51,27	53,73*	52,26
2	845,19*	1.81×10^{10} *	49,10*	53,79	50,99*

(*) indica o número de defasagem selecionado por cada critério.

LR= teste de razão de verossimilhança sequencial, FPE= *Final Prediction Error*, AIC= *Akaike Information Criterion*, SIC= *Schwarz Information Criterion*, HQ= *Hannan-Quinn Critério*.

Na Tabela 18 é possível analisar os resultados do teste *Lag Order Selection Criteria*, na qual se observa que, segundo a maioria dos critérios penalizadores, o melhor número de defasagens é um modelo com duas defasagens. Segundo o critério Schwarz, o modelo VAR para as séries sob análise deve possuir uma defasagem. Já o critério da Razão de Verossimilhança Sequencial (LR), da Estatística Final do Erro de Predição (FPE), de *Akaike Information* (AIC) e *Hannan Quinn* (HQ) indica que o modelo VAR com duas defasagens é o melhor. Nesse caso, o melhor modelo foi aquele com duas defasagens, ou seja, um modelo VAR (2). A escolha do número de defasagens levou em conta a concordância da maioria dos critérios.

Ainda, em relação à avaliação da escolha do melhor número de defasagens, foi aplicado o teste da significância do número de defasagens conjunta, que permite

analisar se este número de defasagens é o melhor para analisar o conjunto de séries, conseguindo ser capaz de detectar todas as possíveis relações entre essas variáveis.

Tabela 19 - Teste Wald de significância conjunta dos coeficientes.

Defasagem	PIB	RMN	SALMI	SP	TD	TJ	TOF	TOI	TOM
1	1.407,95 [0,000]	6.732,78 [0,000]	8.984,58 [0,000]	8.005,33 [0,000]	2.325,72 [0,000]	2.942,13 [0,0005]	7.214,59 [0,000]	3.582,94 [0,000]	5.318,31 [0,000]
2	3.511,92 [0,000]	5.708,10 [0,768]	1.789,39 [0,036]	2.387,69 [0,004]	6.126,85 [0,000]	5.878,97 [0,000]	1.391,23 [0,125]	8.158,023 [0,518]	5.673,85 [0,772]
Df	9	9	9	9	9	9	9	9	9

A Tabela 19 ressalta que o melhor número de defasagens é duas, isto é, existe significância conjunta das séries com duas defasagens.

Definido o número de defasagens a ser utilizado no modelo VAR, pode-se descrevê-lo por meio de equações que representam as variáveis de interesse, neste caso, são evidenciadas as equações que representam o saldo previdenciário em relação às demais variáveis e à taxa de desemprego. Com essas equações, pode-se analisar quais variáveis são significativas para cada variável em estudo.

$$\begin{aligned}
 SP = & 0,039.PIB_{t-1} - 0,025.PIB_{t-2} + 17,61.RMN_{t-1} + 13,99.RMN_{t-2} + 1,51.SALMI_{t-1} - 57,41.SALMI_{t-2} - 0,76.SP_{t-1} - \\
 & 0,41.SP_{t-2} + 9,59.TD_{t-1} + 31,44.TD_{t-2} - 7,233,52.TJ_{t-1} + 6,162,95.TJ_{t-2} - 2,836,706.TOF_{t-1} - 768,35.TOF_{t-2} + \\
 & 206,774,14.TOI_{t-1} - 28,086,65.TOI_{t-2} + 5,398,25.TOM_{t-1} - 3,410,03.TOM_{t-2} - 67,072,94
 \end{aligned}
 \tag{41}$$

Na equação (41) a variável dependente é o saldo previdenciário e, para essa variável, é possível observar que as séries que têm relação de curto prazo, ou seja, são variáveis significativas, são o Rendimento Médio Nominal (RMN), o próprio valor do Saldo Previdenciário (SP), a Taxa de Juros Aplicadas no Brasil (TJ), a Taxa de Ocupação Feminina (TOF), a Taxa de Ocupação Informal (TOI) e a Taxa de Ocupação Masculina (TOM). Pode-se se dizer que, em curto prazo, a maioria das séries em estudo tem relação com o saldo previdenciário, seja de forma positiva ou negativa.

4.4.2 Estimativas das relações de Cointegração – Saldo Previdenciário

A próxima etapa na avaliação das relações existentes entre os indicadores macroeconômicos e ocupacionais sobre o saldo previdenciário é a análise da cointegração. Essa análise permite avaliar se existem relações de equilíbrio em

longo prazo entre as variáveis que compõem o modelo. O teste do Traço e do Máximo Autovalor foi utilizado para avaliar esse passo da pesquisa, conforme metodologia de Johansen.

Os resultados obtidos pelos testes do Traço e do Máximo Autovalor estão apresentados na Tabela 20.

Tabela 20 - Resultados do teste de Johansen entre as séries em estudo – Saldo Previdenciário.

Hipótese nula	Autovalor	Teste do Traço		Teste do Máximo Autovalor	
		Hipótese Alternativa	Estatística do Traço (Valor crítico 5%)	Hipótese Alternativa	Estatística do Máximo Autovalor (Valor crítico 5%)
$r = 0$	0,66966	$r \geq 1$	2.678,47 (1.973,71)	$r = 1$	6.869,12 (5.843,35)
$r \leq 1$	0,44457	$r \geq 2$	1.991,55 (1.595,29)	$r = 2$	5.366,72 (5.236,26)
$r \leq 2$	0,35965	$r \geq 3$	1.454,88 (1.256,15)	$r = 3$	4.760,94 (4.623,14)
$r \leq 3$	0,30426	$r \geq 4$	9.787,89 (9.575,37)	$r = 4$	3.754,55 (4.007,76)
$r \leq 4$	0,24004	$r \geq 5$	6.033,33 (6.981,89)	$r = 5$	2.634,62 (3.387,69)
$r \leq 5$	0,22629	$r \geq 6$	3.398,72 (4.785,63)	$r = 6$	1.818,15 (2.758,43)
$r \leq 6$	0,14643	$r \geq 7$	1.580,56 (2.979,71)	$r = 7$	9.252,45 (21.131,62)
$r \leq 7$	0,10161	$r \geq 8$	6.553,19 (1.549,47)	$r = 8$	6.543,32 (14.264,60)
$r \leq 8$	0,00245	$r \geq 9$	0.009872 (3.841,47)	$r = 9$	0,009872 (3.841,47)

r=número de vetores de cointegração

Segundo os resultados da Tabela 20, a avaliação dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, rejeita-se a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Esses testes mostram que existem relações de longo prazo entre variáveis do conjunto em estudo. Essa avaliação pode ser percebida quando o valor crítico a 5% é maior que os valores críticos dos testes tanto do teste do Traço como do Máximo Autovalor.

Os dois testes anteriormente utilizados indicam que existe no mínimo um vetor de cointegração. Assim, pode-se dizer que as variáveis são cointegradas, havendo uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

4.4.3 Causalidade de Granger para o Saldo Previdenciário

Como a pressuposição da existência de cointegração entre as variáveis foi verificada, o próximo passo na construção de um modelo para determinar todas as relações existentes entre as variáveis em estudo é a análise da Causalidade de Granger.

Ressalta-se que o teste de causalidade de Granger deve ser aplicado nas variáveis diferenciadas quando elas não forem estacionárias.

A análise da causalidade de Granger da variável Saldo Previdenciário está descrita na Tabela 21.

Tabela 21 - Teste de causalidade de Granger bivariado para séries diferenciadas.

Hipótese Nula	Observações	Estatística F	Probabilidade
SP → PIB	92	0,808	0.449
PIB → SP		7,972	0.0007
SP → RMN	92	36,703	0,000
RMN → SP		11,525	0,000
SP → SALMI	92	0,382	0.684
SALMI → SP		5,432	0.006
TD → SP	92	10,796	0,000
SP → TD		6,272	0.003
TJ → SP	92	5,251	0.007
SP → TJ		5,276	0.007
TOF → SP	92	0,337	0.715
SP → TOF		7,765	0.0008
TOI → SP	92	8,423	0.0004
SP → TOI		4,198	0.018
TOM → SP	92	10,76	0,000
SP → TOM		2,546	0.084

H_0 : variável não Granger causa o saldo previdenciário/saldo previdenciário não Granger causa variável

* Significância 5%.

Com base na Tabela 21, observa-se causalidade no sentido unidirecional e bidirecional em relação à variável saldo previdenciário. As variáveis que têm uma relação unidirecional com Saldo Previdenciário são as séries que representam o Produto Interno Bruto, o Salário Mínimo, Taxa de Ocupação Feminina e Masculina, sendo que as variáveis PIB, SALMI e TOF causam a variável Saldo Previdenciário, enquanto que a Taxa de Ocupação Masculina é causada pelo saldo.

Ainda, pode-se observar que existem relações de causalidade bidirecional da variável Saldo Previdenciário com as variáveis: Rendimento Médio Nominal, Taxa de Desemprego, Taxa de Juros e Taxa de Ocupação Informal.

4.4.4 Modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erros

Por meio do teste de cointegração de Johansen e da Causalidade de Granger, é possível verificar se existem vetores de cointegração que relacionam essas variáveis, além de existir relações de causalidade entre elas, tanto unidirecionais como bidirecionais. Assim, é possível determinar um modelo de correção de erros (VEC) que leve em consideração essas relações em longo prazo. Tal abordagem é utilizada quando se incorpora a um modelo multi-equacional um vetor de correção de erros dado pelos vetores de cointegração (LIMA, 1997). Por meio do modelo VEC é possível obter as funções impulso-resposta das variáveis em estudo. Essas funções são sensíveis à ordenação das variáveis e, dependendo da ordem que as variáveis forem incluídas no modelo VEC, que vai gerar essas funções, serão definidos os resultados dessas funções e a compreensão das relações que integram essas variáveis. Caso a ordem não seja a correta, as relações de variância explicada são vistas como equivocadas. Por isso, faz-se necessária a aplicação do teste de causalidade de Granger - *Block Exogeneity Wald Test*, com o objetivo de ordenar as variáveis de forma consistente e evitar erros de poder de explicação.

A Tabela 22 apresenta os resultados da estatística total do teste aplicado para verificar a ordenação, a tabela completa com a estatística do teste é apresentada no Anexo (2).

Tabela 22 - VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests – Saldo Previdenciário.

Série de dados	PIB	RMN	SALMI	SP	TD	TJ	TOF	TOI	TOM
	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2
Total	46,36	169,38	25,55	81,69	60,88	46,57	45,67	46,90	37,11
p-valor	0,000	0,000	0,062	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002

Os resultados apresentados na Tabela 22 denotam, pela estatística Qui-Quadrado, a ordem das variáveis a serem incluídas. A ordenação é da variável com menor valor do qui-quadrado (mais exógena) para as mais endógenas. De acordo com esse critério, a ordenação correta é: Taxa de Juros (TJ), Salário Mínimo (SALMI), Rendimento Médio Nominal (RMN), Taxa de Ocupação Masculina (TOM), Taxa de Ocupação Feminina (TOF), Saldo Previdenciário (SP), Produto Interno Bruto (PIB), Taxa de Ocupação Informal (TOI), Taxa de Desemprego (TD). A variável Taxa de Juros é a variável mais exógena dentre as demais, e a variável Taxa de Desemprego, a mais endógena. Isso indica que a Taxa de Juros não tem causalidade sobre as demais, enquanto que a taxa de desemprego tem causalidade sobre todas as demais variáveis.

$$\boxed{SALMI \Rightarrow TOM \Rightarrow PIB \Rightarrow TJ \Rightarrow TOF \Rightarrow TOI \Rightarrow TD \Rightarrow SP \Rightarrow RMN}$$

Figura 15: Ordenação da variável mais exógena para a mais endógena – Saldo Previdenciário.

Definida a ordenação das variáveis a serem incluídas no modelo com correção de erros, pode-se estimá-lo para que as relações de curto e de longo prazo sejam definidas.

Considera-se inicialmente a dinâmica de longo prazo na estimativa da equação do modelo de correção de erros que tem como variável dependente o saldo previdenciário, assim, obtêm-se os resultados expostos na Tabela 23.

Tabela 23 - Modelo vetorial com correção de erros – longo prazo para o Saldo Previdenciário.

Variáveis	Coeficiente	Erro	Estatística
SP	1		
SALMI	13,0631	-12,5167	[1,04366]
TOM	1748,925	-719,298	[2,43143]**

PIB	-0,006737	-0,00347	[-1,94022]***
TJ	331,9039	-938,13	[0,35379]
TOF	-722,251	-550,113	[-1,31291]
TOI	11923,79	-38469,8	[0,30995]
TD	-708,9887	-254,28	[-2,78823]*
RMN	1,678876	-4,58408	[0,36624]
C	-72641,68		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1%(*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

O vetor do modelo VAR com correção apresentado na Tabela 23 denota que as variáveis foram significativas: Taxa de Ocupação Masculina, Produto Interno Bruto e Taxa de Desemprego.

$$SP = - 1.748,92.TOM + 0,0067.PIB + 708,98.TD \quad (42)$$

De acordo com os resultados, verifica-se que um aumento de 1% na taxa de desemprego deve produzir, no mesmo período, uma variação de cerca de 7,08% no Saldo Previdenciário. No caso da Taxa de Ocupação Masculina, a mesma variação acarretaria uma variação de 17,48% no mesmo período.

A seguir são apresentados os coeficientes de ajustamento das variáveis do curto para o longo prazo.

Tabela 24 - Coeficientes de ajustamento do Modelo de Correção de Erros para a variável Saldo Previdenciário.

SP	SALMI	TOM	PIB	TJ	TOF	TOI	TD	RMN
-0,01346	0,00030	$2,85 \times 10^5$	-1,0697	$1,79 \times 10^5$	$8,59 \times 10^5$	$-2,9 \times 10^7$	0,00135	-0,0178
-0,28789	-0,00083	$-3,00 \times 10^5$	-0,596	$-1,0 \times 10^5$	$-3,90 \times 10^5$	$-3,0 \times 10^7$	$-3,2 \times 10^5$	-0,0056
[-0,6757]	[0,369]	[0,961]	[-1,792]	[1,730]	[0,205]	[-0,96]	[0,249]	[-3,037]

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre colchetes, as estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1%(*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

A análise dos coeficientes de ajustamento da Tabela 24 sugere que a variável do saldo previdenciário tem um coeficiente de ajustamento rápido. As demais variáveis tem um ajustamento lento aos desequilíbrios de curto prazo.

4.4.5 Função Impulso-Resposta – Saldo Previdenciário

O modelo de VEC estimado atende aos pressupostos de um modelo adequado, sendo ajustado um modelo de correção de erros que represente as

relações de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e ocupacionais com o valor do saldo previdenciário referido pela Previdência Social Brasileira. Pode-se, então, avaliar essas relações em longo prazo, por meio de previsões empíricas da variável Saldo Previdenciário a cada “choque” dado sobre as demais variáveis em estudo. Essa previsão é dada por meio das funções impulso-resposta. Essas funções demonstram as inter-relações dinâmicas entre as variáveis do modelo cujos objetivos são evidenciar os impactos e inovações estocásticas entre elas. As funções impulso-resposta permitem o estudo do trajeto no tempo de cada variável endógena em relação a um choque na variável exógena. Definido por Sims (1980), um modelo VAR ou VEC mostra a resposta das variáveis do modelo a choques exógenos. Em resumo, a FRI aponta a diferença entre a nova previsão da variável, pós-choque, e sua trajetória prevista anteriormente para diversos meses à frente.

Na figura 16 estão apresentadas as funções de impulso-resposta da variável Saldo Previdenciário em relação às variáveis macroeconômicas.

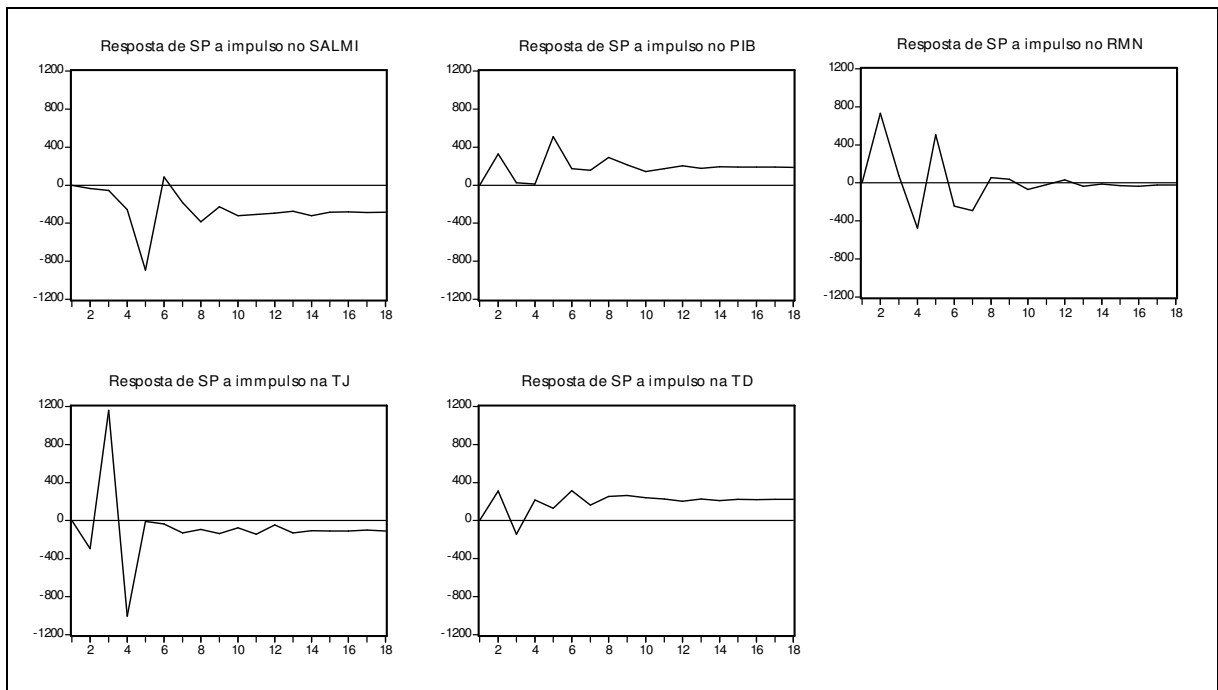


Figura 16: Funções impulso-resposta da variável Saldo Previdenciário para indicadores macroeconômicos.

Com os resultados apresentados na Figura 16, pode-se afirmar que, quando administrado um choque nas variáveis macroeconômicas, pode-se observar que há resposta da variável Saldo Previdenciário. A resposta inicialmente de elevação para

o PIB, o RMN e a TD. Todas as variáveis têm um tempo de equilíbrio em torno dos 8 meses.

Na Figura 17 são apresentadas as funções impulso-resposta da variável Saldo Previdenciário para variáveis ocupacionais.

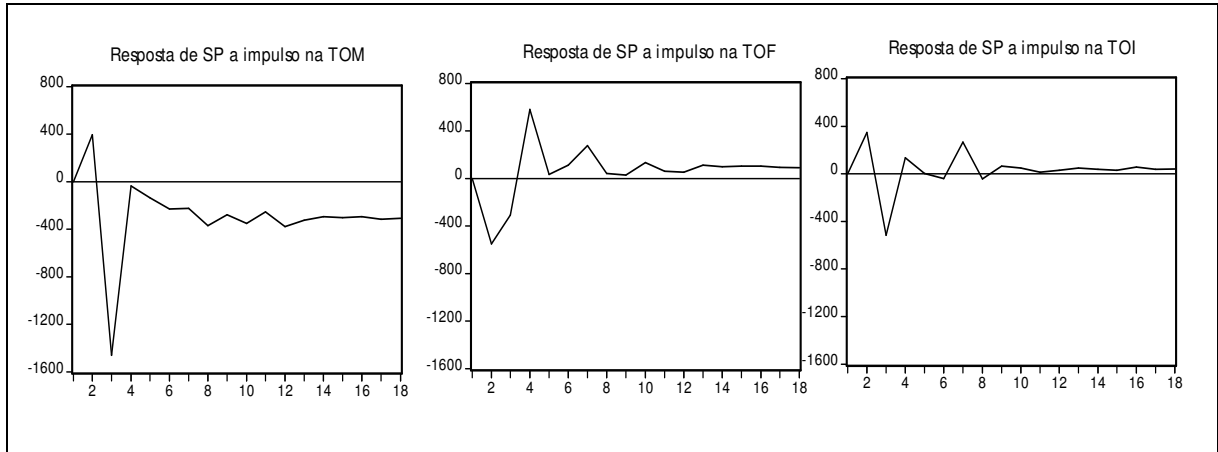


Figura 17: Funções impulso-resposta da variável saldo previdenciário para taxas ocupacionais.

A Figura 17 mostra a função de resposta a impulso dos valores do Saldo Previdenciário em função de choques não antecipados nas demais variáveis do conjunto. Após o choque não antecipado nas variáveis Taxa de Ocupação Informal e Taxa de Ocupação Masculina, a resposta da variável Saldo Previdenciário tem uma reação positiva nos primeiros meses e em seguida torna-se positiva. O equilíbrio é encontrado por volta de oito meses, enquanto que dado um impulso na variável Taxa de Ocupação Feminina a série do Saldo tem uma resposta negativa e com uma variação maior, obtendo o equilíbrio por volta dos 10 meses.

4.4.6 Decomposição da Variância – Saldo Previdenciário

A decomposição da variância foi utilizada no intuito de avaliar a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. Essa análise segue o pressuposto de ordenação das variáveis conforme o modelo VEC define. O valor do Saldo Previdenciário é descrito segundo a decomposição variância na tabela abaixo.

Tabela 25 - Decomposição da variância – Modelo VEC para o Saldo Previdenciário.

Decomposição da variância para Saldo Previdenciário										
Período	Erro	SALMI	TOM	PIB	TJ	TOF	TOI	TD	SP	RMN
1	3031.55	0,01	1,29	0,01	4,81	2,63	0,05	9,94	81,25	0,00
2	3496.76	0,01	3,32	0,97	6,18	3,00	0,88	7,56	73,72	4,37
6	4427.45	4,46	13,81	2,08	15,51	3,71	2,04	6,16	46,71	5,53
12	4665.58	6,43	15,41	3,00	14,20	3,70	2,22	7,38	42,23	5,42
24	5039.52	9,50	18,08	4,20	12,51	3,45	1,99	9,29	36,30	4,67

Fonte: Dados da pesquisa.

Com base na Tabela 25, é possível perceber que os erros de previsão aumentam à medida que o horizonte de previsão cresce.

Em relação à variável Saldo Previdenciário, um choque não antecipado sobre ela mostra que, decorrido um mês após esse choque inicial, 81,25% da decomposição da variância dos erros de previsão devem-se a ela mesma. Além disso, observa-se que, decorridos seis meses o saldo previdenciário tem sido explicado pelas demais variáveis em mais de 50%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS, LIMITAÇÕES E RECOMENDAÇÕES

Esta pesquisa foi desenvolvida com dados referentes aos indicadores macroeconômicos, ocupacionais e da Previdência Social Brasileira no desenvolvimento de um modelo autorregressivo com correção de erros para avaliar as relações existentes entre as séries do conjunto de indicadores.

Cumprindo as etapas metodológicas, determinou-se um modelo de vetores autorregressivos que explicitou as relações existentes das variáveis macroeconômicas e ocupacionais com as séries que representam a Arrecadação e a Emissão Previdenciária. Um modelo foi construído para avaliar as relações destas mesmas variáveis com o Saldo Previdenciário.

No modelo para a Arrecadação e a Emissão Previdenciária, foi constatado que existem relações de cointegração entre as variáveis do conjunto. Sendo assim, foi adicionado o termo de correção de erros (VEC) ao modelo VAR tradicional. Com esse modelo, pôde-se analisar as relações de curto e longo prazo das demais variáveis em relação a esses dois indicadores previdenciários.

As relações significativas de longo prazo com o indicador que representa a Arrecadação Previdenciária são com as variáveis: o Rendimento Médio Nominal, o Valor do Salário Mínimo, a Taxa de Juros, a Taxa de Ocupação Masculina, a Emissão Previdenciária e a Taxa de Desemprego. Essas mesmas relações foram encontradas quando analisadas as relações de longo prazo com a variável da Emissão Previdenciária.

Em relação ao coeficiente de ajustamento, as variáveis que foram significativas para o indicador da Arrecadação Previdenciária foram o Rendimento Médio Nominal dos brasileiros e a Taxa de Desemprego. Essas duas variáveis têm um desequilíbrio em curto prazo com a Arrecadação da Previdência e, pelos coeficientes de ajustamento encontrados, pode-se denotar que o equilíbrio de longo prazo é lento, já que os coeficientes foram baixos.

Os coeficientes de ajustamento significativos para a variável que denota a emissão previdenciária são: o rendimento médio nominal dos brasileiros, o valor da arrecadação e a taxa de desemprego, sendo que o RMN e a TD tem um coeficiente baixo de ajustamento, então o desequilíbrio é corrigido lentamente em longo prazo.

Entretanto, o coeficiente da variável arrecadação previdenciária é corrigido mais rapidamente, cerca de 60% em cada período.

Os resultados da avaliação do tempo que as variáveis levam para entrar em equilíbrio após receberem choques são apresentados nas funções de impulso-resposta, em que foi possível observar que a maioria das variáveis leva vários meses, aproximadamente um ano, para entrar em equilíbrio novamente,

Em relação ao saldo previdenciário, foi construído um modelo VAR para que fosse possível avaliar as relações de curto prazo e avaliar o número de defasagens a serem incluídas no modelo para analisar a existência de relações de cointegração. Nesse caso, também foi possível notar a existência de combinações lineares entre as variáveis do modelo. Sendo assim, foi adicionado ao modelo VAR tradicional um vetor de correção de erros que revelou as relações de curto e longo prazo existentes entre essas variáveis. As variáveis que tiveram uma relação de longo prazo com o indicador do saldo da Previdência Social foram a Taxa de Ocupação Masculina, o Produto Interno Bruto e a Taxa de Desemprego. Os ajustamentos de equilíbrio em longo prazo se deram de forma lenta, sendo corrigidos com baixo percentual em cada período.

Na análise de decomposição da variância para o modelo VAR/VEC, que analisou as relações de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e ocupacionais com os indicadores previdenciários de arrecadação e emissão previdenciária, verificou-se que a decomposição dos erros da variância aumentou conforme o aumento do período. Para a variável Arrecadação Previdenciária, após um período, ela foi explicada em mais de 50% pelas demais variáveis do modelo. Já a variável que representa o valor da emissão previdenciária, foi explicada por ela mesma em quase 90% após um período, sendo pouco representada pelas demais variáveis.

A decomposição da variância para o valor do Saldo Previdenciário mostra que, depois de decorrido um mês, ela se explica aproximadamente 80% e, após seis meses, as demais variáveis explicam o Saldo Previdenciário em mais de 50%, mostrando-se bem influenciada pelos outros fatores.

Após a construção dos modelos de correção de erros encontrados para as variáveis em estudo, pode-se dizer que os resultados mostraram importantes inter-relações entre as variáveis estudadas e que estes estão de acordo com a literatura.

Neste estudo foi possível avaliar todas as relações do conjunto de variáveis com os indicadores financeiros da Previdência Social, contribuindo com os gestores na identificação dessas relações e do seu comportamento ao longo do tempo, sendo que algumas variáveis não denotaram nenhuma relação com esses indicadores previdenciários.

Deixa-se, como sugestão para trabalhos futuros, a análise de outras variáveis que possam explicar esses indicadores financeiros da Previdência Social, pois com a mudança de perfil dos brasileiros, outros fatores poderão ser analisados no sentido de contribuir com a tomada de decisões e gerar novas propostas de planejamento de contribuição e emissão previdenciária. Sendo assim, que os gestores consigam manter a Previdência Social Brasileira atuante na ajuda das classes menos favorecidas da sociedade brasileira.

REFERÊNCIAS

Akaike, H. A New Look at Statistical Model Identification. **IEEE Transaction on Automatic Control**, 19, 716—723, 1974.

Akaike, H. Statistical predictor identification. **Annals of the Institut Of Statistical Mathematics**, V.22, 203—217, 1970.

BAYER, F. M.; SOUZA, A. M. Modelagem e previsão da taxa de ocupação hospitalar por meio de equações simultâneas: uma ferramenta de gestão. **GEPROS – Gestão de Produção, Operações e Sistemas**. Ano 2, v. 2, p. 85-96, mai./jun. 2007.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v.12, n.2, p.79-108, jul./dez.2002. Disponível em http://www.face.ufmg.br/novaeconomia/sumarios/v12_n2_Barbosa.pdf. Acessado em 24 de Janeiro de 2011.

BCB. Sistema gerenciador de séries temporais. **Módulo público**, v. 1.2, 2007. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>. Acesso em: 16 abr. 2011.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BURNQUIST, H. L., BACCHI, M. R. P. **A demanda por gasolina no Brasil**: uma análise utilizando técnicas de cointegração. CEPEA. 2001. Disponível em: <www.cepea.esalq.usp.br/pdf/DemandaGasolina.pdf>. Acesso em: 15/01/2011.

CACCIAMALI, Maria Cristina. **A Política de Salário Mínimo e a sua Influência na Distribuição de Renda**. Texto preparado para apresentação no Seminário Salário Mínimo e Desenvolvimento na UNICAMP, Campinas, 28 e 29 de Abril de 2005. Arquivo PDF (436kb).

CAIADO, J. Cointegração e Causalidade entre as Taxas de Juro e a Inflação em Portugal. **Gestin**, 1, ano 1, nº 1, 107-118, 2002.

CARNEIRO, F. G. UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA. **Departamento de Economia**. A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia. Brasília, 2010, 13p. Digitado. Disponível em: <http://www.angelfire.com/id/SergioDaSilva/causal.pdf>. Acesso em: jun. 2011.

DATAPREV. Base de Dados Históricas. Disponível em: <<http://creme.dataprev.gov.br/infologo/inicio.htm>>. Acesso em: 15 abr. 2011.

DELGADO, G. C. Critérios para uma política de Longo Prazo para a Previdência Social. **Previdência Social**, Brasília, 17 out. 2007. Disponível em: <http://www.direitosociais.org.br/secoes_detalhes.php?id=159>. Acesso em: 22 mar. 2011.

DICKEY, D. & FULLER, W. Distribution of the estimators for time series regressions with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427–31. 1979.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. New York: John Wiley & Son, 1995.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley. 95p. 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 35, n.1, p. 251-276. 1987.

FARIA, E.S. **Previsão do Consumo de Cerveja no Estado do Rio de Janeiro**. 2009. 52 f. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia)-IBMEC, Rio de Janeiro, 2009.

FILHO, R. B.; ALVIM, A. M. Análise da Transmissão de Preços da Carne Bovina entre os países do Mercosul e Estados Unidos: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco (AC), 2008. CD Room.

GARCIA, C. **Identificação de Sistemas**. Notas de aula. Universidade de São Paulo. 2005.

GOMES, T. Crise aponta para aumento do desemprego em 2009. **Jornal Inverta**, 23 dez 2008. Disponível em: <<http://inverta.org/jornal/edicao-impressa/431/economia/crise-aponta-para-aumento-do-desemprego-em-2009>>. Acesso em: 27 maio. 2011.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, Aug. 1969.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, 1994.

HANNAN, E.J. & QUINN, B.G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of Royal Statistical Society, Series B**, 41, 190-195, 1979.

HARRIS, P. An asymptotic expansion for the null distribution of the efficient score statistic. **Biometrika**. 72: 653-659. 1985.

IBGE. **Pesquisa mensal de emprego**. Disponível em: <www.ibge.gov.br/estatistica/indicadores/trabalho_e_rendimento>. Acesso em: 15 jan. 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. IPECE – **Governo do Estado do Ceará**. Ceará, 2010. Disponível em: <http://www2.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ceara_em_numeros/2010/equipe/index.htm>. Acesso em: 8 abr. 2011.

IPEA. **Brasil – o estado de uma nação** – mercado de trabalho, emprego e informalidade. Tafner, P (Ed.). Brasília: Ipea, 2006.

JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. Testing Structural Hypotheses in Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the VIP for the U.K. **Journal of Econometrics**, 211-44. 1992.

JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, nº 6, p. 1551-1580, nov. 1991.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B. S. P. & SHIN, S. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, 54 (1-3), 159–78. 1992.

LEITE, A. R; NESS, W. L. & KLOTZLE, M. C. Previdência Social: fatores que explicam os resultados financeiros. Rio de Janeiro. **Revista de Administração Pública**, v. 44, n. 2, p. 437-57, 2010.

LUTKEPOHL, H. et al.(2004).Testing for the cointegrating rank of a VAR process with a structural shift at unknown time, *Econometrica*, 72:647- 662.

MADDALA, G. S. **Introduction to Econometric**. 2 ed. New Jersey, Prentice Hall, 1992.

MATTOS, R. S. UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA. Faculdade de Economia. **Econometria III**, Juiz de Fora. 12 páginas, digitado, 2008.

MATTOS, L.B; LIMA, J. E. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. Belo Horizonte. **Revista Nova Economia**, v. 15 n. 3, p. 31-52, 2005.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Previdência e o trabalhador informal: medidas para ampliar a cobertura do sistema. **Informe de Previdência Social**, Brasília, MPAS/SPS, v. 11, n. 8, 1999.

MORAIS, ET. al. Os impactos na economia de uma taxa de juros elevada. Rio de Janeiro, fev. 2003. Disponível em: <<http://aplicativos.sistemafiergs.org.br/docsfiergs.Juros.pdf>> Acesso: ago: 2011

MORETTIN, P.A. **Econometria Financeira**. Edgard Blücher, 1a. ed., 336 p. 2008.

OLIVEIRA, F. H. P. **Crescimento econômico, retornos crescentes de escala e difusão tecnológica** – o caso brasileiro. 2002. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia)- CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte: Brasil, 2002.

PINHO, D. B.; VASCONCELLOS, M. A. S. **Manual de economia**. 4 ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

PINTO, A. C. B.; VIEIRA, F. V. **Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina**: análise de vetores autorregressivos (VAR). *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p. 65-100, jun. 2008.

RIOS, C. Trabalho Informal Cresce com a Crise. **Jornal Gazeta do Povo**, 29 mar. 2009. Disponível em: < <http://www.gazetadopovo.com.br/economia/conteudo.phtml?tl=1&id=871947&tit=Trabalho-informal-cresce-com-a-cri-se>>. Acesso em: 2 abr. 2011.

ROSSA, J. **Investimentos em Ações para Pessoas Físicas**. 68 f. Monografia (Conclusão de Curso Ciências Econômicas e Desenvolvimento Regional)– Universidade para Desenvolvimento do Alto Vale do Itajaí, Rio do Sul, 2008.

SAMOHYL, R. W.; DANTAS, A. de B. **Previsão com cointegração e modelo a correção de erro**: aplicação empírica no consumo de gasolina do Brasil. Disponível em: <http://www.abepro.org.br/biblioteca/ENEGEP1998_ART114.pdf. Acesso em: 23 abr. 2011.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, 6, 461-464, 1978.

SILVA, E. K. da; MAIA, S. F. **Política monetária no Brasil (1994-2002)**: uma análise utilizando vetores auto regressivos. p. 1-18, 2004. Disponível em <[http://www.dce.sebrae.com.br/bte/bte.nsf/0/17470e185e05fa3f03256ff2004216e8/\\$FILE/NT000A6FAA.pdf](http://www.dce.sebrae.com.br/bte/bte.nsf/0/17470e185e05fa3f03256ff2004216e8/$FILE/NT000A6FAA.pdf)> Acesso em: 01 ago. 2011.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chicago, v.48, n.1, p.1-49, jan. 1980.

XAVIER, S. Macroeconomia e seus Indicadores. **Conexão Global**, 25 jun. 2007. Disponível em: < <http://sxavier.wordpress.com/2007/06/25/macro-economia-e-indicadores-macroeconomicos/>>. Acesso em: 19 mai. 2011.

ZANGHELINI, A. A importância econômica da Previdência Social brasileira. **O Economista**, São Paulo, 30 set. 2006. Disponível em: < <http://www.oeconomista.com.br/category/artigos/> >. Acesso em: 19 mar. 2011.

CHIARINI, A. FARID, J. PIB do Brasil fecha 2009 com retração de 0,2%, a primeira queda anual em 17 anos. **Estadão**, São Paulo, 2009. Disponível em: < <http://economia.estadao.com.br/noticias/economia,pib-do-brasil-fecha-2009-com-retracao-de-02-a-primeira-queda-anual-em-17-anos,8580,0.htm> >. Acesso em: 19 mai. 2011.

DIEESE. A controvérsia sobre as taxas de desemprego no Brasil”. Boletim do Dieese. São Paulo, n.183, ano XV, jun. 1996.

GOVERNO CENTRAL. Avaliação das Necessidades de Financiamento do Governo Central Previdência e o trabalhador informal. Disponível em: <http://www.camara.gov.br/internet/comissao/index/mista/orca/orcamento/OR2012/Proposta/mensagem/03_aval_neces_financ.pdf>. Acesso: mai. 2011.

Anexo 1

Tabela 1 - VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests _ modelo Arrecadação e Emissão Previdenciária - Geral

	PIB	RMN	SALMI	TD	TJ	TOF	TOI	TOM	VA	VE
PIB	-	10.41 (0,06)	7.06 (0,029)	0.03 (0,984)	3.50 (0,174)	1.72 (0,424)	12.98 (0,002)	5.30 (0,071)	1.74 (0,420)	3.05 (0,218)
RMN	1,44 (0,48)	-	1,54 (0,46)	3,44 (0,18)	0,28 (0,89)	8,78 (0,01)	7,67 (0,02)	2,87 (0,24)	2,75 (0,25)	26,14 (0,00)
SALMI	3,34 (0,19)	0,24 (0,89)	-	7,39 (0,02)	3,41 (0,18)	3,83 (0,13)	3,98 (0,14)	1,19 (0,55)	0,94 (0,62)	0,41 (0,81)
TD	5,25 (0,07)	1,15 (0,56)	1,37 (0,50)	-	4,02 (0,13)	1,36 (0,51)	0,14 (0,93)	3,31 (0,19)	10,75 (0,00)	10,28 (0,00)
TJ	1,71 (0,42)	1,37 (0,51)	5,64 (0,06)	2,26 (0,32)	-	2,96 (0,23)	0,33 (0,84)	1,11 (0,57)	4,74 (0,09)	3,93 (0,14)
TOF	2,26 (0,32)	0,60 (0,73)	12,01 (0,00)	5,39 (0,07)	0,01 (0,99)	-	3,50 (0,17)	2,18 (0,33)	0,27 (0,87)	10,96 (0,00)
TOI	6,78 (0,33)	1,24 (0,53)	7,82 (0,02)	0,81 (0,67)	0,54 (0,76)	0,30 (0,86)	-	2,00 (0,87)	0,26 (0,87)	2,74 (0,25)
TOM	0,48 (0,79)	3,96 (0,14)	3,99 (0,14)	0,92 (0,63)	2,92 (0,23)	2,62 (0,27)	1,59 (0,45)	-	1,89 (0,39)	7,16 (0,03)
VA	0,31 (0,86)	11,86 (0,00)	7,44 (0,02)	0,29 (0,86)	4,42 (0,11)	0,41 (0,81)	0,06 (0,97)	1,91 (0,38)	-	215,99 (0,00)
VE	7,53 (0,02)	1,43 (0,48)	2,21 (0,33)	0,01 (0,99)	5,17 (0,07)	10,23 (0,01)	5,50 (0,06)	10,20 (0,01)	0,46 (0,79)	-

Anexo 2

Tabela 2 - VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests _ modelo Saldo Previdenciário – Geral

	PIB	RMN	SALMI	SP	TD	TJ	TOF	TOI	TOM
PIB	-	10,10 (0,01)	4,85 (0,09)	4,09 (0,13)	0,13 (0,94)	5,44 (0,06)	0,71 (0,70)	10,22 (0,01)	3,36 (0,19)
RMN	1,72 (0,42)	-	1,77 (0,41)	42,85 (0,00)	3,74 (0,15)	0,28 (0,87)	9,94 (0,01)	8,61 (0,01)	3,50 (0,17)
SALMI	4,59 (0,10)	2,92 (0,23)	-	1,17 (0,56)	7,69 (0,02)	3,65 (0,16)	4,55 (0,10)	5,29 (0,07)	2,61 (0,27)
SP	5,98 (0,05)	17,59 (0,00)	5,61 (0,06)	-	0,01 (0,99)	7,39 (0,02)	2,45 (0,00)	6,59 (0,04)	14,15 (0,00)
TD	8,110 (0,02)	1,42 (0,49)	0,93 (0,63)	7,42 (0,02)	-	2,32 (0,31)	3,19 (0,20)	1,20 (0,60)	5,13(0,08)
TJ	2,33 (0,31)	1,82 (0,40)	5,22 (0,07)	6,22 (0,04)	3,13 (0,21)	-	3,45 (0,18)	0,12 (0,94)	0,85 (0,65)
TOF	1,92 (0,38)	0,59 (0,74)	13,6 (0,00)	9,95 (0,01)	4,4 (0,11)	0,14 (0,93)	-	3,19 (0,20)	1,42 (0,49)
TOI	7,74 (0,02)	1,97 (0,37)	8,81(0,01-	2,86 (0,24)	0,86 (0,65)	0,63 (0,73)	0,30 (0,86)	-	2,29 (0,31)
TOM	8,81 (0,67)	4,02 (0,13)	3,41 (0,18)	11,40 (0,00)	1,13 (0,57)	2,49 (0,29)	2,14 (0,34)	1,37 (0,50)	-