



Modelo VAR – Vetores Autorregressivos Aplicado nos Mercados de Seguros Privado e Público

Claudio Contador

Formado em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), M.A. e Ph.D. em Economia pela Universidade de Chicago, EUA. Contador é professor titular de Economia (aposentado) da UFRJ, membro de diversos conselhos de instituições nacionais e internacionais e autor de 13 livros e mais de 200 artigos publicados em revistas científicas no país e no exterior.

diretoria@silcon.ecn.br

Antônio Carlos Magalhães da Silva

Analista do Banco Central do Brasil (BCB) desde 1994 (24 anos), com experiência na área de pesquisa, renda fixa e supervisão bancária. Doutor em Engenharia de Produção (Ênfase Finanças) pela COPPE/UFRJ (2005), Mestre em Administração pela Coppead/UFRJ (2000). Professor em cursos de Pós-Graduação e Graduação da Escola Superior Nacional de Seguros (desde 2008), Professor do Departamento de Engenharia de Produção da UFF (desde 2009) e Professor da Universidade Estácio de Sá (desde 2000) – Professor com bolsa de Pesquisa Produtividade da Unesa.

antonio.magalhaes@bcb.gov.br

Natalia Oliveira

Formada em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), M.A. em Economia Aplicada pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). Atualmente, trabalha como coordenadora do Centro de Pesquisa e Economia do Seguro, da Escola Nacional de Seguros.

nataliaoliveira@ens.edu.br

Resumo

Este estudo inaugura a linha de pesquisas em modelagem aplicada à área de seguros e previdência. As pesquisas têm por objetivo central apresentar diversos métodos quantitativos e a montagem de simuladores de cenários estratégicos no tema seguro.

Nesta linha de pesquisa, o primeiro ensaio trata da utilização de modelos VAR – Vetores Autorregressivos na explicação e previsão do comportamento de segmentos de seguro, decompostos em sete modalidades: seguros gerais, seguros de pessoas, previdência privada aberta, previdência privada fechada (fundos de pensão), seguridade social, planos de saúde e títulos de capitalização, em resposta a três variáveis macroeconômicas: inflação, nível de atividade econômica e taxa de juros, com o intuito de quantificar a interação entre as modalidades de seguro e as respectivas respostas ao ambiente macroeconômico. O período dos dados mensais foi de janeiro de 1997 a junho de 2017, encurtado na estimação empírica devido às defasagens do modelo.

Palavras-Chave

VAR – Vetores Auto Regressivos. Mercado de Seguro no Brasil. Comportamento do seguro. Modalidades de Seguro. Análise macroeconomia.

Sumário

1. Introdução. 2. A estrutura dos mercados de seguros na ótica ampliada. 3. A estimação empírica. 3.1 Os dados. 3.2 A modelagem VAR. 3.3 Os resultados. 3.3.1 Testes de estacionariedade. 3.3.2 Causalidade de Granger. 3.3.3 O melhor resultado VAR. 4. Conclusões e sugestões. 5. Anexos. 5.1 Anexo 1. 5.2 Anexo 2. 6. Referências Bibliográficas.



Abstract

VAR – Autoregressive vectors Model applied to private and public insurance markets

Claudio Contador

Economist, graduated at the Federal University of Rio de Janeiro (UFRJ), with M.A. and Ph.D. in Economics at the University of Chicago, USA. Contador is a retired Professor of Economics at UFRJ and member of several boards of national and international institutions. He has authored 13 books and more than 200 articles published in scientific journals in Brazil and abroad.

diretoria@silcon.ecn.br

Antônio Carlos Magalhães da Silva

Central Bank of Brazil (BCB) Analyst since 1994 with experience in research, fixed income securities and banking supervision. PhD in Production Engineering (Emphasis Finance) at COPPE/UFRJ (2005) and Master in Business Administration at Coppead/UFRJ (2000). Professor of the Department of Production Engineering at UFF (since 2009), Professor at the Estácio de Sá University (since 2000) and Professor with a Research Fellowship Productivity of Unesa.

antonio.magalhaes@cb.gov.br

Natalia Oliveira

Economist, graduated at the Federal University of Juiz de Fora (UFJF), with a Master degree in Applied Economics at the University of the State of Rio de Janeiro (UERJ). She currently works as coordinator at the Center for Research and Insurance Economics of the National School of Insurance.

nataliaoliveira@ens.edu.br

Summary

This study inaugurates the line of research in the area of insurance and pension funds modelling. The main objective of the research is to present several quantitative methods and simulators of strategic scenarios for the Brazilian insurance market.

For this line of research, this first essay deals with VAR – Autoregressive Vectors models for explaining and forecasting the behaviour of insurance markets, broken into seven modalities: general insurance, personal insurance, open private pension plans, closed private pension plans, social security, health insurance and capitalization contracts in response to three macroeconomic variables: inflation, economic activity and interest rates in order to quantify the interaction between the insurance markets and the respective responses to the macroeconomic environment. The monthly sample period is from January of 1997 to June of 2017, shortened due to lags in the model.

Key Words

VAR – Auto Regressive Vectors. Insurance Market in Brazil. Insurance behavior. Insurance lines of business. Macroeconomics analysis.

Contents

1. Introduction. 2. The structure of insurance markets in broader perspective. 3. The empirical estimation. 3.1 The data. 3.2 The VAR modelling. 3.3 The results. 3.3.1 Stationarity tests. 3.3.2 Granger causation. 3.3.3 Best VAR results. 4. Conclusions and suggestions. 5. Attachments. 5.1 Annex 1. 5.2 Annex 2. 6. Bibliographical References.



Sinopsis

Modelo VAR – Vectores Autorregresivos aplicado en los mercados de seguros privados y públicos

Claudio Contador

Graduación en Economía por la Universidad Federal de Río de Janeiro (UFRJ), M.A. y Ph.D. en Economía por la Universidad de Chicago, Estados Unidos. Contador es profesor titular de Economía (jubilado) de la UFRJ, miembro de diversos consejos de instituciones nacionales e internacionales y autor de 13 libros y más de 200 artículos publicados en revistas científicas en el país y en el exterior.

diretoria@silcon.ecn.br

Antonio Carlos Magalhaes da Silva

Analista del Banco Central de Brasil (BCB) desde 1994 (24 años), con experiencia en el área de investigación, títulos de renta fija y supervisión bancaria. Doctor en Ingeniería de Producción (Énfasis en Finanzas) por la COPPE/UFRJ (2005), Maestría en Administración por Coppead/UFRJ (2000). Profesor en el Departamento de Ingeniería de Producción de la UFF (desde 2009), Profesor de la Universidad Estadual de Sá (desde 2000) y Profesor con beca de investigación Productividad de la Unesa.

antonio.magalhaes@bcb.gov.br

Natalia Oliveira

Licenciada en Economía por la Universidad Federal de Juiz de Fora (UFJF) e M.A. en Economía Aplicada por la Universidad del Estado de Río de Janeiro (UERJ). Actualmente, trabaja como coordinadora del Centro de Investigación y de Economía del Seguro, de la Escuela Nacional de Seguros.

nataliaoliveira@ens.edu.br

Resumen

Este estudio inaugura la línea de investigación en modelado aplicada al área de seguros y previsión. Las encuestas tienen por objetivo central presentar diversos métodos cuantitativos y el montaje de simuladores de escenarios estratégicos en el tema seguro.

En esta línea de investigación, el primer ensayo trata de la utilización de modelos VAR – Vectores Autorregresivos en la explicación y previsión del comportamiento de segmentos de seguro, desglosados en siete modalidades: seguros generales, seguros de personas, fondos de pensión abiertos, fondos de pensión cerrados, seguridad social, planes de salud privados e títulos de capitalización de acuerdo con tres variables macroeconómicas: inflación, nivel de actividad económica y tasa de interés, con el fin de cuantificar la interacción entre las modalidades de seguro y las respectivas respuestas al ambiente macroeconómico. El período de los datos mensuales fue de enero de 1997 a junio de 2017, acertado en la estimación empírica debido a los desfases del modelo.

Palabras-Clave

VAR – Vectores Auto Regresivos. Mercado de Seguros en Brasil. Comportamiento del seguro. Modalidades de Seguro. Análisis macroeconómico.

Sumario

1. Introducción. 2. La estructura de los mercados de seguros en la óptica ampliada. 3. La estimación empírica. 3.1 Los datos. 3.2 El modelo VAR. 3.3 Los resultados. 3.3.1 Pruebas de estacionalidad. 3.3.2 Causalidad de Granger. 3.3.3 El mejor resultado VAR. 4. Conclusiones y sugerencias. 5. Anexos. 5.1 Anexo 1. 5.2 Anexo 2. 6. Referencias Bibliográficas.



1. Introdução

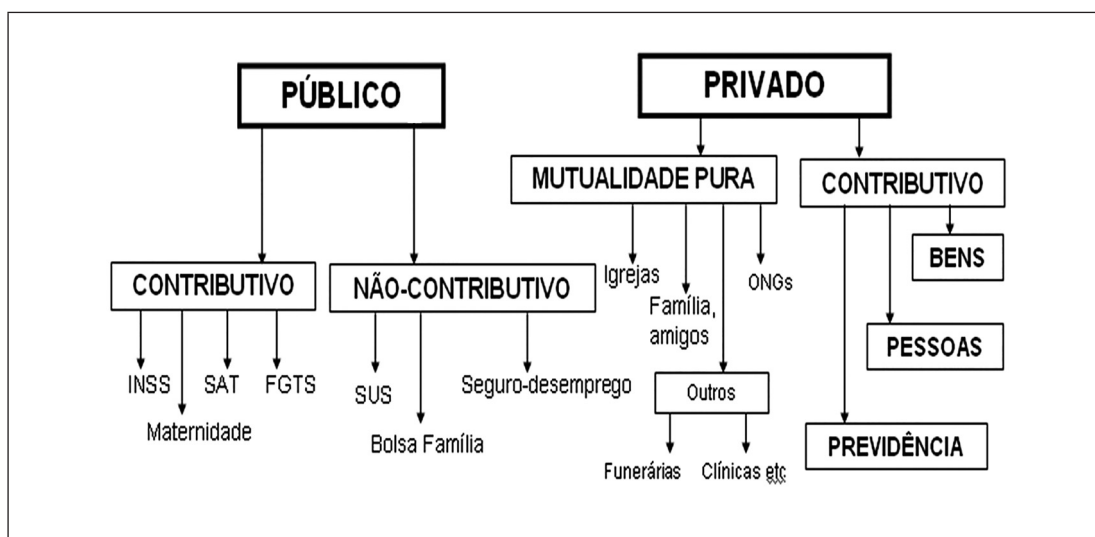
É tradicional considerar o mercado de seguros do Brasil como aquele restrito à supervisão da SUSEP. A partir dessa hipótese, diversos autores desenvolveram modelos econométricos com objetivo de estimar as elasticidades de resposta dos prêmios a variáveis macroeconômicas, ou para formular previsões. No entanto, os ramos de seguro supervisionados pela SUSEP retratam apenas parte do mercado privado total, uma vez que ficam excluídos os planos de saúde e previdência privada fechada supervisionados pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) e Superintendência Nacional de Previdência Complementar (Previc). Pelos cálculos para 2016, a arrecadação total do seguro privado, nas suas diversas dimensões, atingiu R\$ 454 bilhões, ou 7,2% do PIB. Se incluirmos os seguros fornecidos pela esfera pública – INSS, PIS/PASEP, FGTS, seguro desemprego, Seguro Acidente do Trabalho (SAT) e SUS –, num valor total de R\$ 874 bilhões, ou 13,9% do PIB, o valor do seguro total fornecido pela esferas pública e privada alcança pelo menos R\$ 1,3 trilhão, pouco mais de 21% do PIB, em 2016.

Outro engano é considerar o comportamento dos setores como independentes entre si e estanques. Tal não é correto, pois o esperado é que as diversas modalidades de seguro concorram entre si, inclusive pela absorção da renda dos consumidores, ou sejam substitutos na cobertura dos riscos, ou ainda, interajam, numa relação complementar. Assim, é de se esperar que as flutuações nas diversas formas de proteção através do seguro possuam alguma interdependência e sincronia, vez que respondem a variáveis macroeconômicas comuns, embora diferentemente a cada uma, e a outras formas de seguros. A priori, o tipo de associação entre os diversos segmentos de seguro – se de substituição ou de complementaridade – ou a sua inexistência é indefinida e será uma das questões empíricas aqui examinadas.

Este texto aplica modelos VAR no mercado de seguros do Brasil, interpretados numa ótica ampliada, compreendendo as principais formas de proteção, incluindo aqueles oferecidos pela esfera pública. A Seção 2 aborda a ótica ampliada, fornecendo a quantificação atualizada dos diversos segmentos e formas de proteção. A Seção 3 é a parte central do trabalho e trata da estimação empírica e suas etapas. Primeiro, os dados do setor de seguro e as variáveis macroeconômicas discutidas e submetidas aos testes de estacionariedade e de raiz unitária. Em seguida, os modelos VAR são estimados, e o mais adequado é identificado. A Seção 4 conclui o texto, traça comentários e sugere novas pesquisas.

2. A estrutura dos mercados de seguros na ótica ampliada¹

A interpretação da ótica ampliada do mercado de seguros do Brasil está resumida na Figura 1. Como argumento que fundamenta essa ótica, para mensurar e entender o funcionamento do mercado de seguros, o relevante é o quanto a sociedade paga, voluntaria ou compulsoriamente, ou tem acesso em base comercial ou gratuita pela proteção do seguro, em percepção mais ampla que a tradicional. De interesse para o setor privado e suas empresas, é fundamental considerar formas alternativas de seguro que concorrem com o seguro tradicional, assim como alguns seguros fornecidos pelo governo, como previdência e saúde.



Fonte: FGV, Funenseg

Mesmo com a inclusão de mecanismos de proteção e modalidades de seguro não regulados/supervisionados pela SUSEP, a soma é ainda parcial, pois ignora as formas fornecidas pelo Governo e outras fornecidas por canais não regulados ou deixando de ser quantificadas. Portanto, o mercado brasileiro de seguros é mais complexo e amplo do que a visão simplista considera. Além das formas comerciais legais² oferecidas pelas empresas supervisionadas/reguladas pela SUSEP, ANS e Previc, as classes de renda mais baixa dispõem de mecanismos privados de proteção mais próximos da mutualidade pura, alguns sem contrapartida financeira. Esses mecanismos são fornecidos por ONGs, Igrejas, famílias, amigos etc. Uma estimativa no limite inferior aponta um valor entre R\$ 80-150 bilhões para tais formas de seguro não comerciais mas legais.

¹ Seção baseada no artigo de Cláudio Contador e Clarisse B. Ferraz, chamado: “O mercado de seguros, além da SUSEP”, publicado em Cadernos de Seguro (ano 30, n.161, p. 7-13), em julho de 2010. As estatísticas foram atualizadas.

² Ou seja, exclui os mecanismos de proteção ofertados por cooperativas, mútuas e instituições ilegais e não regulamentadas.



Além dos mecanismos privados, o governo fornece uma variedade de seguros, na seguridade social, financiados por cobrança direta (INSS, PIS/PASEP, FGTS, Seguro do Acidente de Trabalho (SAT) e outros) ou indireta, via impostos gerais (SUS, Bolsa-Família, Seguro desemprego)³. Cálculos apontam que os seguros fornecidos pela esfera pública atingiram R\$ 874 bilhões em 2016, ou quase 14% do PIB. Em algumas formas de proteção fornecidas pelo setor público, o consumidor/beneficiário paga diretamente pelo seguro. Em outras, a cobertura dos gastos é feita através de impostos. Independente dos tipos de proteção, abrangência e formas de pagamento, é fundamental considerar que essas modalidades explícitas e menos explícitas de seguro concorrem com os seguros ofertados pelo setor privado.

Como conclusão relevante – mas fora do escopo deste artigo –, a visão ampliada do seguro, tal corrige um dos erros comuns nas comparações internacionais. A rede do seguro social é abrangente no Brasil, tanto na previdência como na saúde básica, o que diminui a importância relativa da atividade privada nos segmentos ocupados pelo governo e, conseqüentemente, reduz o espaço do mercado privado⁴.

3. A estimação empírica

3.1 Os dados

A estimação empírica compreende o faturamento de prêmios ou arrecadação das sete grandes modalidades de proteção à sociedade – seguros gerais e de pessoas, títulos de capitalização, previdência privada aberta, previdência privada fechada (fundos de pensão), planos e seguro saúde e o agregado do sistema de seguridade social, como *proxy*⁵ para as modalidades oferecidas pelo governo e três variáveis macroeconômicas: nível de atividade geral, medida alternativamente pelo PIB e pelo IBC-Br do Bacen; taxa básica de juros; e inflação, medida pelo índice IPCA, do IBGE. Todos os valores foram deflacionados pelo IGP-DI, base dezembro de 2016. O mercado de resseguro não foi incluído nessa versão do modelo VAR, devido ao curto período da série mensal, disponível apenas após 2007.

³ A seguridade social abrange a previdência social, assistência social e saúde. Por dificuldades de existência e compatibilização das informações em base mensal, a estimação empírica utiliza apenas os dados do INSS. Uma descrição é fornecida por: GALIZA, Francisco. Seguro social praticado pela esfera pública: evolução, características e perspectivas. In: CONTADOR, C. (Org.) **Microssseguros**. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Seguros, 2010. p.377-412.

⁴ Existem nichos e oportunidades que podem ser atendidos pelas empresas privadas. Por exemplo, o retorno do Seguro de Acidente de Trabalho (SAT) à esfera privada ampliaria o mercado em mais R\$ 18 a 20 bilhões e acrescentaria meio ponto percentual à penetração do seguro privado.

⁵ Proxy com a arrecadação do INSS, única forma de proteção com estatísticas mensais adequadas.



Os dados trimestrais do PIB foram interpolados nos meses dos trimestres com as séries estimadas pelo IPEA, com o método de desagregação temporal de Denton Castro (DENTON, F. T., 1971; e BLOEM, A. M.; DIPPELSMAN, R. e MAEHLE, N. Ø., 2001), aplicado aos dados mensais do Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) do Banco Central, impondo a condição de que as médias trimestrais e anuais do índice de PIB mensal interpolado são iguais aos dados correspondentes do PIB original⁶ (SOUZA JR., CASTRO José Ronaldo de, 2015). A estimação empírica do VAR utilizou alternativamente as estatísticas mensais do PIB encadeado e do índice IBC-Br. Devido à sua forte correlação com o PIB real, os dados do IBC-Br foram encadeados ao PIB trimestral para gerar uma série contínua de janeiro de 1997 a dezembro de 2002.

Dois conceitos de inflação foram testados; um com base no IGP-DI e o outro com o IPCA, e os resultados empíricos mostraram que a inflação pelo IPCA seria o conceito mais adequado. Para evitar a forte colinearidade entre a taxa nominal de juros e a inflação, testamos modelos também com a taxa real de juros, medida pela taxa mensal de juros nominal deduzida a inflação mensal (conceito de juro real *ex-post*).

A Tabela 1 reproduz os resultados encontrados com regressões múltiplas estimadas individualmente para cada um dos segmentos de seguro, com a resposta expressa em elasticidade da atividade econômica (IBC-Br), juros nominais, juros reais e inflação. Como evidência empírica inicial, a tabela demonstra a elasticidade-renda e sensibilidade dos prêmios à inflação e juros, atestando que os prêmios/receitas de cada setor respondem de forma diferente dos demais segmentos. Portanto, reforça o argumento de que os segmentos não devem ser examinados de forma isolada, como feito nos modelos de regressão individuais. As variáveis foram previamente transformadas em estacionárias através de taxas de variação. Com esse formato, os coeficientes do IBC-Br e do PIB têm a dimensão da elasticidade-renda, e o produto dos coeficientes das taxas de juros e inflação pelas taxas médias, das respectivas elasticidades. Os coeficientes são significativamente diferentes de zero a 5%, exceto os assinalados.

⁶ Ver também: CARVALHO, Sandro Sacchet de. Nota técnica – Construção de séries longas de alta frequência de indicadores do mercado de trabalho com a PME e a PNADC. **Carta de Conjuntura 32**. IPEA:2016.



Tabela 1 – Elasticidades de resposta dos prêmios reais
Período: janeiro de 1997 a junho de 2017

	Renda, IBC-Br	Juros nominais ^a	Inflação IPCA ^b	Juros reais ^c
Seguros gerais	0,715	-3,71	–	–
	0,469	–	-12,43	–
	0,469	–	-12,59	-0,05
Seguros de pessoas	1,037	-4,19	–	–
	1,163	–	1,99	–
	0,984	–	-0,83	-0,92
Títulos de capitalização	1,189	-3,79 ^d	–	–
	1,403	–	6,48	–
	1,391	–	6,28 ^d	-0,07 ^d
Previdência privada aberta	-0,225 ^d	10,15	–	–
	-0,651	–	-7,86	–
	-0,001	–	0,99 ^d	3,22
Previdência privada fechada	1,003 ^d	20,45	–	–
	0,316 ^d	–	-11,44 ^d	–
	2,248 ^d	–	19,66 ^d	9,80
Seguridade Social	1,345	-1,49	–	–
	1,252	–	-5,02	–
	1,265	–	-4,81	0,07 ^d
Planos de saúde	0,773	-5,23	–	–
	0,643	–	-8,50	–
	0,460	–	-11,40	-0,94

^a Considerando a taxa média anual de 10%.

^b Inflação média de 6%.

^c Juro real médio de 3%.

^d Não significativa a 5%.

Os segmentos de seguros de pessoas, títulos de capitalização e seguridade social têm elasticidade-renda maior que um, enquanto os seguros gerais e planos de saúde, menor que um. As previdências privadas (aberta e fechada) têm elasticidade não significativa ou com sinal negativo. Esse ponto exige uma análise empírica mais elaborada. No tocante aos juros e inflação, as evidências são similares, com valores também muito diferentes entre si.

No geral, as elasticidades não diferem das estimativas encontradas em outros trabalhos (CONTADOR, Claudio R.; FERRAZ, Clarisse B., 2003; CONTADOR, Claudio R.; FERRAZ, Clarisse, 1998; CONTADOR, C.R. et al., 1999. GALIZA, Francisco., 1997).

Como resultados relevantes, a correlação entre o crescimento dos prêmios de seguros gerais e de pessoas não é significativamente diferente de zero a 5% (mas ficam no limiar de significância de 7%), e o mesmo acontece com as receitas da previdência privada aberta, fechada e a seguridade social, todas com correlação quase nula. É um resultado empírico não esperado, pois era imaginado que existisse alguma relação de substituição entre as formas de previdência. A previdência privada – nas modalidades aberta e fechada – não responde à atividade econômica (medida pelo IBC-Br ou PIB). Diversos estudos anteriores apontaram que a inflação tem efeito negativo e importante no mercado de seguros. A relação negativa ocorre nos seguros gerais e de pessoas, na previdência aberta e nos títulos de capitalização. Nas demais modalidades, a correlação é não significativa ou tem sinal contrário ao previsto. As taxas de juros possuem efeito negativo e significativo no seguro de pessoas e na previdência privada aberta, enquanto a taxa real, nos títulos de capitalização e na seguridade social.

Portanto, os resultados da matriz de correlação reforçam a conclusão da Tabela 1, de que as diversas modalidades de seguro têm efeitos cruzados entre si e com resposta diferente às variáveis macroeconômicas.

3.2 A modelagem VAR

O comportamento do mercado de seguro, na ótica ampla, vai ser descrito por um modelo dinâmico estocástico linear, com o formato:

$$S_t = A_0 + A_1 S_{t-1} + \dots + A_k S_{t-k} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + \dots + B_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde S representa o vetor dos prêmios ou da receita dos segmentos de seguro (deflacionados pelo IGP-DI com base em dezembro de 2016); X, o vetor das variáveis macroeconômicas (IBC-Br ou PIB, juros e inflação); A_0 , o vetor de termos de interceptos; A_i , a matriz dos coeficientes relacionados aos valores defasados das variáveis S no tempo t-i; B_j , as matrizes NxN dos coeficientes relacionados aos valores atuais e defasados das variáveis macroeconômicas no tempo t-i; e ε , o vetor de erros aleatórios, com média zero, variância constante, e serialmente não correlacionados.

A seleção do melhor modelo VAR é baseada em critérios que levam em conta o número de defasagens, sendo que os testes consideram a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e de parâmetros (HAMILTON, J., 1994). No tocante aos cuidados prévios à estimação do modelo, o primeiro é a verificação da estacionariedade da série pelo teste da raiz unitária, questão vital em qualquer modelo VAR, para validade das inferências estatísticas dos parâmetros (BUENO, R.L.S., 2008).



3.3 Os resultados

O mercado de seguros foi dividido nas sete modalidades listadas na Tabela 2. Seria interessante inserir o resseguro e abrir mais o modelo por ramos de seguros, produtos de acumulação (VGBL, PGBL etc.), modalidades de planos de saúde etc., mas esse desejo esbarra, em primeiro lugar, no tamanho das séries mensais disponíveis e, em segundo lugar, no número de parâmetros que seriam estimados, levando em consideração as defasagens das variáveis. Limitando o seguro em apenas sete grandes modalidades evitamos os problemas decorrentes da falta de graus de liberdade.

3.3.1 Testes de estacionariedade

Todas as variáveis (sete modalidades de seguro e quatro macroeconômicas, IBC-Br, juros nominais, juros reais e inflação) foram submetidas ao teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)⁷.

Os ramos de seguro e o IBC-Br (e também o PIB) não passaram nos testes quando expressos em nível, e adotamos a taxa de variação, que mostrou significância a 1%. Pelo teste de Dickey-Fuller, as séries de inflação e de juros mostraram ser estacionárias. Portanto, o modelo adota as variáveis dos prêmios/arrecadação (deflacionados pelo IGP-DI), PIB e IBC-Br em taxas de variação relativa, e os juros e inflação IPCA expressos em taxas.

3.3.2 Causalidade de Granger

Se interpretarmos a bicausalidade como efeito cruzado, sem qualificar como substituição ou complementaridade – o que será sugerido pelos coeficientes do modelo VAR, os resultados do teste de causalidade de Granger apontarão as conclusões:

- Como esperado e validando o seu conceito como exógenas, as variáveis macroeconômicas causam (significativamente diferente de zero a 5%) e não são causadas pelos ramos de seguro, na maioria dos casos, exceto nos juros nominais e os planos de saúde.
- Os seguros de pessoas e gerais apresentam bicausalidade entre si, e a estimação do VAR apontará se o efeito é de substituição ou de complementaridade.
- Bicausalidade é também notada na previdência aberta e seguros de pessoas; seguros de pessoas e seguridade social; previdência aberta e títulos de capitalização; e seguridade social e planos de saúde.
- Causalidade simples unidirecional é encontrada dos seguros gerais para os planos de saúde; e da previdência fechada para os títulos de capitalização.

⁷ Num resumo simplificado do teste ADF, se $y_t = a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + u_t$, o vetor dos parâmetros A é estimado por mínimos quadrados. A hipótese nula é $H_0: A = 0$ contra a hipótese alternativa $H_1: A < 0$. Se $A = 1$ em significância estatística, a variável y é considerada estacionária e a hipótese nula de existência de raiz unitária é aceita.



3.3.3 O melhor resultado VAR

O melhor resultado do VAR confirma que existem efeitos cruzados entre algumas modalidades de seguro. Considerando-se a soma dos coeficientes com uma e duas defasagens, os prêmios dos seguros gerais respondem aos prêmios dos seguros de pessoas, com efeito líquido negativo, ou seja, a associação é de substituição, e independem das demais modalidades. No tocante ao ambiente macroeconômico (exógeno aos mercados de seguros), a elasticidade-renda é de 0,87 (significativamente diferente de zero). Por sua vez, no modelo VAR, a sensibilidade à inflação e aos juros reais é estatisticamente menos significativa do que no modelo reduzido.

A coluna relativa ao seguro de pessoas aponta dependência significativa de substituição com os seguros gerais e a previdência aberta, e de complementaridade com a seguridade social. Os seguros de pessoas são ainda afetados significativamente e com elasticidade positiva de 0,83. Já pela inflação, os seguros de pessoas são afetados negativamente.

A previdência privada aberta tem complementaridade com o seguro de pessoas, e de substituição com a previdência fechada e com os títulos de capitalização. Das variáveis macroeconômicas, apenas os juros reais têm efeito positivo e significativamente diferente de zero a 5%. A previdência fechada, por sua vez, não demonstra a dependência de substituição com a previdência aberta, com coeficiente não significativamente diferente de zero a 5%, mas detém complementaridade com seguros de pessoas.

O mercado de títulos de capitalização não responde ao comportamento dos outros segmentos, mas reage significativamente a 5% e positivamente às flutuações do PIB e aos juros reais, e negativamente à taxa de inflação. A equação da previdência privada fechada havia apontado uma reação negativa e significativa aos títulos de capitalização, e a equação dos títulos de capitalização não demonstra essa resposta, ou seja, o efeito cruzado não é bilateral.

A previdência social, medida pela arrecadação do INSS, é afetada significativamente e de forma negativa pelos fundos fechados de previdência, pelos planos de saúde e pela inflação. Reage positivamente ao crescimento do PIB e aos juros reais. Para encerrar, os planos de saúde confirmam a dependência da previdência social e o crescimento do PIB. As demais variáveis (juros e inflação) não demonstraram ter efeito significativo.



4. Conclusões e sugestões

A estimação do modelo VAR mostrou resultados satisfatórios, considerando-se as limitações das estatísticas mensais disponíveis, e abre caminho para novas pesquisas com esta metodologia. No geral, as hipóteses foram validadas nos resultados empíricos, sendo a principal e o objetivo central da pesquisa mostrar que as diversas modalidades de proteção do que é considerado o mercado de seguros ampliado têm efeitos cruzados entre si. As estimativas empíricas apontam ainda que – como esperado – as modalidades de seguro respondem às variáveis macroeconômicas convencionais, embora com reação distinta entre si e em magnitude diferente dos modelos tradicionais de regressões individuais para cada segmento. A versão preliminar deste texto havia examinado o mercado de seguro dividido em apenas dois grupos: os seguros privados e os oferecidos pelo setor público. A abertura por número maior de modalidades mostrou ser mais adequada e com melhores resultados.

A próxima pesquisa com a metodologia VAR deve explorar as relações dinâmicas no mercado de resseguro e os efeitos cruzados com o seguro.



Anexo I

O melhor resultado VAR

Notação:

TSGA	Prêmios de seguros gerais
TSPA	Prêmios de seguros de pessoas, exclusive produtos de acumulação
TPAA	Arrecadação de previdência privada aberta
TPFA	Arrecadação da previdência privada fechada
TCAPA	Receita de títulos de capitalização
TSSR	Arrecadação total do INSS
TSAUA	Receita de planos de saúde
TPIB	Produto Interno Bruto, real
IPCA	Inflação medida pelo IPCA, em 12 meses
JR12	Juros reais <i>ex-post</i> , Selic

	TSGA	TSPA	TPAA	TPFA	TCAPA	TSSR	TSAUA
TSGA(-1)	1,231	-0,314	0,239	-1,589	0,108	-0,007	0,088
	(0,071)	(0,108)	(0,375)	(1,091)	(0,106)	(0,064)	(0,121)
	[17,31]	[-2,90]	[0,63]	[-1,45]	[1,01]	[-0,11]	[0,72]
TSGA(-2)	-0,249	0,296	-0,341	2,166	-0,140	-0,011	-0,039
	(0,072)	(0,110)	(0,381)	(1,109)	(0,108)	(0,065)	(0,122)
	[-3,44]	[2,69]	[-0,89]	[1,95]	[-1,29]	[-0,17]	[-0,32]
TSPA(-1)	-0,102	1,664	-0,806	-0,873	0,060	-0,021	0,033
	(0,036)	(0,055)	(0,190)	(0,554)	(0,054)	(0,032)	(0,061)
	[-2,84]	[30,25]	[-4,23]	[-1,57]	[1,11]	[-0,65]	[0,55]
TSPA(-2)	0,097	-0,716	0,857	1,167	-0,002	0,002	-0,032
	(0,036)	(0,056)	(0,194)	(0,564)	(0,055)	(0,033)	(0,062)
	[2,64]	[-12,78]	[4,41]	[2,06]	[-0,03]	[0,07]	[-0,52]
TPAA(-1)	-0,007	0,050	0,995	-0,082	0,012	-0,010	0,015
	(0,013)	(0,020)	(0,069)	(0,202)	(0,019)	(0,012)	(0,022)
	[-0,54]	[2,48]	[14,27]	[-0,40]	[0,62]	[-0,85]	[0,66]



	TSGA	TSPA	TPAA	TPFA	TCAPA	TSSR	TSAUA
TPAA(-2)	0,006	-0,060	-0,072	0,142	0,020	0,011	-0,018
	(0,012)	(0,019)	(0,068)	(0,198)	(0,019)	(0,011)	(0,022)
	[0,49]	[-3,04]	[-1,05]	[0,72]	[1,05]	[0,93]	[-0,82]
TPFA(-1)	-0,003	0,004	-0,046	0,913	-0,011	-0,011	0,003
	(0,004)	(0,006)	(0,023)	(0,069)	(0,006)	(0,004)	(0,007)
	[-0,77]	[0,61]	[-1,94]	[13,12]	[-1,68]	[-2,76]	[0,35]
TPFA(-2)	-0,003	-0,003	0,035	-0,056	0,007	0,006	0,010
	(0,004)	(0,006)	(0,023)	(0,069)	(0,006)	(0,004)	(0,007)
	[-0,73]	[-0,42]	[1,49]	[-0,82]	[1,10]	[1,47]	[1,36]
TCAPA(-1)	-0,0005	-0,008	-0,821	1,352	0,989	-0,017	0,008
	(0,045)	(0,069)	(0,241)	(0,703)	(0,068)	(0,041)	(0,077)
	[-0,01]	[-0,12]	[-3,39]	[1,92]	[14,42]	[-0,40]	[0,10]
TCAPA(-2)	0,022	0,0220	0,804	-1,751	-0,014	0,033	-0,0399
	(0,045)	(0,068)	(0,238)	(0,693)	(0,067)	(0,041)	(0,076)
	[0,48]	[0,32]	[3,37]	[-2,52]	[-0,20]	[0,80]	[-0,52]
TSSR(-1)	0,056	0,244	0,330	0,040	0,021	1,143	0,492
	(0,073)	(0,111)	(0,386)	(1,122)	(0,109)	(0,066)	(0,124)
	[0,76]	[2,19]	[0,85]	[0,03]	[0,19]	[17,21]	[3,95]
TSSR(-2)	-0,074	-0,197	-0,387	0,170	-0,078	-0,168	-0,470
	(0,073)	(0,112)	(0,388)	(1,129)	(0,110)	(0,066)	(0,125)
	[-1,01]	[-1,76]	[-0,99]	[0,15]	[-0,70]	[-2,52]	[-3,76]
TSAUA(-1)	0,048	-0,117	0,288	0,457	0,022	0,194	1,214
	(0,038)	(0,058)	(0,202)	(0,589)	(0,057)	(0,034)	(0,065)
	[1,26]	[-2,00]	[1,42]	[0,77]	[0,38]	[5,56]	[18,58]
TSAUA(-2)	-0,044	0,103	-0,254	-1,001	-0,002	-0,196	-0,273
	(0,038)	(0,057)	(0,201)	(0,584)	(0,057)	(0,034)	(0,064)
	[-1,16]	[1,77]	[-1,27]	[-1,71]	[-0,03]	[-5,68]	[-4,22]
C	-0,524	1,607	1,035	3,477	-0,142	0,439	0,160
	(0,420)	(0,638)	(2,213)	(6,437)	(0,628)	(0,380)	(0,713)
	[-1,25]	[2,51]	[0,46]	[0,54]	[-0,23]	[1,15]	[0,22]



	TSGA	TSPA	TPAA	TPFA	TCAPA	TSSR	TSUAU
TPIB	0,871	0,826	0,617	0,203	0,222	0,109	0,651
	(0,340)	(0,409)	(0,183)	(0,533)	(0,052)	(0,051)	(0,259)
	[2,56]	[2,02]	[3,37]	[0,38]	[4,27]	[2,14]	[2,51]
JR12	0,035	-0,034	0,237	-0,253	0,091	0,039	-0,033
	(0,018)	(0,027)	(0,095)	(0,277)	(0,027)	(0,016)	(0,030)
	[1,95]	[-1,24]	[2,48]	[-0,91]	[3,38]	[2,43]	[-1,07]
IPCA12	-0,080	-0,162	-0,234	-0,281	-0,149	-0,083	0,022
	(0,046)	(0,070)	(0,245)	(0,714)	(0,069)	(0,042)	(0,079)
	[-1,74]	[-2,28]	[-0,95]	[-0,39]	[-2,13]	[-1,98]	[0,28]
R²	0,991	0,987	0,920	0,849	0,974	0,987	0,975
R ² ajustado	0,991	0,985	0,914	0,836	0,972	0,985	0,973
Soma do quadrado dos resíduos	150,88	349,01	4.192,61	35.455,59	337,73	123,97	435,20
Erro padrão da equação	0,862	1,311	4,544	13,215	1,289	0,781	1,464
Estatística F	1.447,1	909,1	138,7	67,1	457,6	904,1	472,1
Log da verossimilhança	-271,41	-364,07	-638,77	-874,69	-360,44	-249,71	-388,46
Akaike AIC	2,619	3,457	5,943	8,078	3,424	2,422	3,678
Schwarz SC	2,895	3,734	6,220	8,355	3,701	2,699	3,955
Média da variável dependente	0,420	3,767	14,150	4,074	1,871	2,821	4,493
Desvio padrão da dependente	9,154	11,062	15,506	32,668	7,770	6,575	8,955
Determinante da covariância dos resíduos, ajustada para g.l.			7.613,4				
Determinante da covariância dos resíduos			4.200,5				
Log da verossimilhança			-3.116,9				
Critério Akaike			29,3				
Critério Schwarz			31,3				

Período ajustado: fevereiro de 1999 a junho de 2017.

221 observações utilizadas na estimação empírica.

Erros padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.



Anexo 2

Comparação das estimativas das elasticidades

	Renda		Inflação		Juros reais	
	Trad ^a	VAR ^b	Trad ^a	VAR ^b	Trad ^a	VAR ^b
TSGA	0,469	0,871	-12,59	-0,08 ^d	-0,05	0,105 ^d
TSPA	0,984	0,826	-0,83	-0,162	-0,92	-0,102 ^c
TPAA	0,001 ^c	0,617	0,99	-0,234 ^c	3,22	0,71
TPFA	2,248 ^c	0,203 ^c	19,66 ^c	-0,281 ^c	9,8	-0,76 ^c
TCAPA	1,391	0,222	6,28 ^c	6,28	-0,07 ^c	0,27
TSSR	1,265	0,109	-4,81	-0,080 ^d	0,07	0,12
TSAUA	0,460	0,651	-11,40	0,022 ^c	-0,94	-0,10 ^c

^a Tabela 3, IBC-Br como conceito de renda.

^b Tabela 7, PIB real como conceito de renda. Elasticidades calculadas para inflação média de 6% e juros reais de 3%.

^c Não significativa a 5%.

^d Significante a 10%.

6. Referências Bibliográficas

BLOEM, A. M.; DIPPELSMAN, R.; MAEHLE, N. Ø. **Quarterly national accounts manual: concepts, data sources, and compilation**. Washington: IMF, 2001. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/2000/Textbook/>>. Acesso em: 14 jul. 2018.

BUENO, R.L.S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARVALHO, Sandro Sacchet de. Nota técnica – Construção de séries longas de alta frequência de indicadores do mercado de trabalho com a PME e a PNADC. **Carta de Conjuntura 32**. IPEA:2016.

CONTADOR, Claudio R. (Org.). **Desafios e oportunidades no mercado de seguros**. Rio de Janeiro: Ediouro Publicações/COPPEAD/UFRJ, 1999.

CONTADOR, Claudio R. **Economia do seguro: fundamentos e aplicações**. 1ª ed. São Paulo: Editora Atlas, 2007.

CONTADOR, Claudio R. **Economia do seguro: fundamentos e aplicações**. 2ª ed. São Paulo: Editora Atlas, 2012.

CONTADOR, Claudio R. (Org.). **Microssseguros**. Série Pesquisa. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Seguros, 2010. 3 v.

CONTADOR, C.R. et al. Mercado de seguros, crescimento econômico e inflação: uma análise internacional. In: CONTADOR, C.R. (Ed.). **Desafios e oportunidades no mercado de seguros**. Rio de Janeiro: Ediouro Publicações/COPPEAD/UFRJ, 1999. p.10-24.



CONTADOR, Claudio R.; FERRAZ, Clarisse B. Macroeconomia e seguros: a montagem de cenários estratégicos. **Série Relatórios SILCON**. n. 33. Rio de Janeiro: SILCON, 1998.

CONTADOR, Claudio R.; FERRAZ, Clarisse B. O mercado de seguros, além da SUSEP. **Cadernos de Seguro**, Rio de Janeiro, a. 30, n.161, p. 7-13, julho de 2010.

CONTADOR, Claudio R.; FERRAZ, Clarisse B. Os mercados de seguro e de capitalização no Brasil: o resgate da história. **Estudos Funenseg**. n.6. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 2003.

CONTADOR, Claudio; KREBS, Marco. Seguro e resseguro: interdependência e causalidade pós-abertura. **Texto de pesquisa 03**. Rio de Janeiro: CPES/ENS, 2016.

DENTON, F. T. Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. **Journal of the American Statistical Association**, v. 66, n. 333, p. 99-102, 1971.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons Inc., 1995.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error-correction: representations, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, março de 1987.

GALIZA, Francisco. **Economia e seguro**: uma introdução. Rio de Janeiro: FUNENSEG, 1997.

GALIZA, Francisco. Seguro social praticado pela esfera pública: evolução, características e perspectivas. In: CONTADOR, C. (Org.) **Microseguros**. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Seguros, 2010. p.377-412.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, p.424-438, julho de 1969.

GRANGER, C.W.J. Some recent developments in a concept of causality. **Journal of Econometrics**, v. 39, n.1-2, p. 199-211, 1988.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

LEAMER, Edward E. Model choice and specification analysis. In: GRILICHES, Zvi; INTRILIGATOR, M. (Eds). **Handbook of Econometrics**. v.1. Amsterdam: North Holland Pub. Co., 1983. p.300-301.

NERI, Marcelo. Motivos do microsseguro. **Conjuntura Econômica**, v.63, n.10, p. 62-65, outubro de 2009.

NERI, Marcelo. Risco de renda, seguro social e a demanda por seguro privado pela população de baixa renda. In: CONTADOR, C. (Org.) **Microseguros**. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Seguros, 2010. p. 413-542.

SILCON. Cronologia das reversões e os conceitos de ciclo. **Relatório SILCON 74**. Rio de Janeiro: SILCON, 2013. Disponível em: <www.silcon.ecn.br>. Acesso em: 15 de outubro de 2017.

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

SOUZA JR., José Ronaldo de Castro. Nota técnica – Produto Interno Bruto Mensal: 2003 a 2014. **Carta de Conjuntura 26**. IPEA: 2015

VARTANIAN, P. R. Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul: há indícios de convergência macroeconômica? **Economia**, Brasília, v.11, n.2, p.435-464, 2010.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling financial time series with S-PLUS**: Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series. Springer, 2006.

