

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

ANA LUISA MONTAGNOLI LORENZETI

**MODELAGEM E PREVISÃO UNIVARIADA DE UMA SÉRIE TEMPORAL DE
PRÊMIO DIRETO DE SEGURO DE RISCOS DIVERSOS E SUA RELAÇÃO DE
COINTEGRAÇÃO COM VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS**

São Paulo/SP

2018

ANA LUISA MONTAGNOLI LORENZETI

**MODELAGEM E PREVISÃO UNIVARIADA DE UMA SÉRIE TEMPORAL DE
PRÊMIO DIRETO DE SEGURO DE RISCOS DIVERSOS E SUA RELAÇÃO DE
COINTEGRAÇÃO COM VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS**

São Paulo/SP

2018

ANA LUISA MONTAGNOLI LORENZETI

**MODELAGEM E PREVISÃO UNIVARIADA DE UMA SÉRIE TEMPORAL DE
PRÊMIO DIRETO DE SEGURO DE RISCOS DIVERSOS E SUA RELAÇÃO DE
COINTEGRAÇÃO COM VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS**

Monografia apresentada à Escola
Politécnica da Universidade de São Paulo
para obtenção do título de Especialista em
Engenharia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Bruno Angelico

São Paulo/SP

2018

Dedico aos meus pais e minha irmã que sempre me apoiaram ao longo da realização desse trabalho.

RESUMO

Momentos de instabilidade econômica geram muitas incertezas sobre o futuro, impulsionando o aperfeiçoamento e desenvolvimento do mercado de seguros, visto que as pessoas buscam proteção contra eventuais riscos e perdas. Dado isso, é fundamental acompanhar o faturamento e possuir previsibilidade do mesmo. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é analisar a existência de relação entre o valor de prêmio direto arrecadado para o ramo de Riscos Diversos e um conjunto de variáveis macroeconômicas. Foram analisados os dados mensais entre janeiro de 2015 e junho de 2018. O valor de prêmio direto foi extraído do Sistema de Estatísticas da SUSEP e as variáveis macroeconômicas foram coletadas do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, com exceção da taxa de desemprego que foi obtida da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio. Os resultados revelam relação em longo prazo, confirmada através do teste de cointegração de Johansen da variável resposta com o Produto Interno Bruto (PIB) e Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC).

Palavras chave: Prêmio Direto, Seguros, Variáveis Macroeconômicas, Cointegração

ABSTRACT

Moments of economic instability create many uncertainties about the future, driving the improvement and development of the insurance market, as people seek protection from potential risks and losses. Given this, it is essential to track billing and have predictability of it. In this context, the objective of this paper is to analyze the existence of a relationship between the direct premium amount collected for the Miscellaneous Risks business and a set of macroeconomic variables. Monthly data were analyzed between January 2015 and June 2018. The direct premium value was extracted from SUSEP's Statistics System and the macroeconomic variables were collected from the website of the Institute of Applied Economic Research, with the exception of the unemployment rate that was obtained from the National Household Sample Survey. The results reveal a long-term relationship, confirmed by Johansen's cointegration test of the variable Gross Domestic Product (GDP) and Special System of Settlement and Custody (SELIC).

Key words: Direct Premium, Insurance, Macroeconomic Variables, Cointegration.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Evolução dos Mercados Supervisionados	16
Tabela 2: Tipos de Seguros e características básicas.	21
Tabela 3: Teste Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis macroeconômicas	36
Tabela 4: Teste Dickey-Fuller Aumentado para a primeira diferença das variáveis macroeconômicas	36
Tabela 5: Análise de correlação entre a variável resposta e as variáveis macroeconômicas	40
Tabela 6: Valores de VIF para as variáveis macroeconômicas	40
Tabela 7: Resultado do Teste de Johansen para as variáveis	41
Tabela 8: Vetor de cointegração normalizado para a variável log do Prêmio	41
Tabela 9: Resultado da Regressão	42
Tabela 10: Resultado do Teste de Johansen para as variáveis, retirando a variável Taxa de Desemprego	42
Tabela 11: Resultado da Regressão, retirando a variável Taxa de Desemprego	42

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolução do Prêmio Direto por Ano	14
Figura 2: Evolução do Prêmio Direto por Ano Ramo 71	14
Figura 3: Evolução do Índice de Sinistralidade do Ramo 71	17
Figura 4: Evolução do Índice de Sinistralidade do Mercado de Seguros	17
Figura 5: Análise da série temporal logaritmizada do prêmio direto do Ramo 71	31
Figura 6: Análise dos resíduos da série temporal logaritmizada prêmio direto do Ramo 71.	32
Figura 7: Análise da série temporal logaritmizadado PIB	33
Figura 8: Análise dos resíduos da série temporal logaritmizadado PIB	33
Figura 9: Análise da série temporal IPCA	33
Figura 10: Análise dos resíduos da série temporal IPCA	34
Figura 11: Análise da série temporal taxa de desemprego	34
Figura 12: Análise dos resíduos da série temporal taxa de desemprego	34
Figura 13: Análise da série temporal SELIC.....	35
Figura 14: Análise dos resíduos da série temporal SELIC	35
Figura 15: Análise da primeira diferença da série temporal prêmio direto do Ramo 71	38
Figura 16: Previsão seis passos à frente da série temporal prêmio direto do Ramo 71	39
Figura 17: Análise dos resíduos da regressão final.....	43
Figura 18: Gráfico de dispersão dos resíduos.....	44

LISTA DE ABREVIações

ACF	Autocorrelation Function
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Akaike Information Criteria
ANOVA	Analysis of Variance
ANS	Agência Nacional de Saúde Suplementar
AR	Auto Regressive
ARIMA	Auto Regressive Integrated Moving Average
ARMA	Auto Regressivo Moving Average
BIC	Bayesian Information Criteria
CSNP	Conselho Nacional de Seguros Privados
FUNENSEG	Fundação Escola Nacional de Seguros
GLM	General Linear Model
IBGE	Instituto Nacional de Geografia e Estatística
IPCA	Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IRB	Instituto de Resseguros do Brasil
MA	Moving Average
PACF	Partial Autocorrelation Function
PBGL	Plano Gerador de Benefício Livre
PEA	População Economicamente Ativa
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SES	Sistema de Estatísticas da SUSEP

SNIPC	Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
SUSEP	Superintendência de Seguros Privados
SVAR	Structural Vector Auto Regression
VAR	Vector Auto Regression
VIF	Variance Inflation Factors
VECM	Modelo de Correção de Erro Vetorial
VGBL	Vida Garantidor de Benefício Livre

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
1.1 REFERENCIAL TEÓRICO	18
1.2 OBJETIVO	21
2. MATERIAIS E METODOLOGIA	23
2.1 METODOLOGIA	23
2.1.1 Séries Temporais	23
2.1.2 Modelo ARIMA	24
2.1.3 Teste de Estacionaridade das Séries Temporais	25
2.1.4 Modelo de Cointegração de Johansen	26
2.1.5 Modelo VAR	27
2.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	29
2.2.1 Inflação - IPCA	29
2.2.2 Taxa SELIC	29
2.2.3 Taxa de Desemprego	29
2.2.4 Produto Interno Bruto (PIB)	30
2.3 TRATAMENTO DOS DADOS E SOFTWARE UTILIZADOS	30
3. RESULTADOS E DISCUSSÕES	31
3.1 TESTE DE ESTACIONARIDADE	31
3.2 MODELO ARIMA	37
3.3 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO	39
3.4 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E MODELO DE REGRESSÃO	40
4 CONCLUSÕES	45
5 REFERÊNCIAS	46

1. INTRODUÇÃO

Momentos de crise e instabilidade econômica geram muitas incertezas sobre o futuro. São em momentos como esse que o conhecimento sobre seguros aumenta, impulsionando o aperfeiçoamento e desenvolvimento do mercado de seguros.

Seguro, por definição, é um contrato no qual uma pessoa denominada segurador, se obriga, mediante o recebimento de um prêmio, a indenizar outra pessoa, denominada segurado, do prejuízo resultante de riscos futuros, previstos no contrato.

A FUNENSEG (2011, p.168) define prêmio da seguinte forma:

É a importância paga pelo segurado, ou estipulante, à seguradora, em troca da transparência do risco contratado. Em princípio, o prêmio resulta da aplicação de uma porcentagem (taxa) à importância segurada. O prêmio deve corresponder ao preço do risco transferido à seguradora.

De acordo com o FMI (2016, p. 88), o mercado de seguros está entre os maiores detentores de investimentos financeiros do mundo, concentrando aproximadamente 12% de todos os ativos financeiros, dos quais 85% são relacionados ao seguro de vida.

Conforme divulgado no relatório da Swiss Re Institute (2017, pp. 1-6), o total de prêmios globais de seguro vida, cujos produtos têm como característica a acumulação de recursos visando à previdência privada, somaram US\$2.617 bilhões em 2017. Já o mercado de seguro não-vida, o qual se enquadra os seguros patrimoniais, totalizaram US\$2.115 bilhões de prêmios em todo o mundo.

No Brasil, os dados divulgados pela SUSEP (2017) demonstram que em 2016 os prêmios totais de seguro totalizaram R\$96,8 bilhões – sendo 85% do ramo de seguro não-vida. Em 2017, este valor foi de R\$100,3 bilhões. Esses volumes de recursos demonstram o quão significativo é o mercado segurador na economia brasileira e global.

Segundo o Anuário Estatístico da SUSEP (1997), a atividade seguradora no Brasil teve início com a abertura dos portos ao comércio internacional, em 1808. A primeira sociedade de seguros a funcionar no país foi a "Companhia de Seguros BOA-

FÉ", que tinha por objetivo operar no seguro marítimo. Ela era regulada pelas leis portuguesas até 1850, quando houve a promulgação do "Código Comercial Brasileiro" e o seguro passou a ser estudado e regulado no Brasil.

O "Código Comercial Brasileiro" foi de fundamental importância para o desenvolvimento do seguro no Brasil, fazendo com que surgissem diversas seguradoras que passaram a operar, inclusive, novas modalidades de seguro, incluindo o seguro de vida.

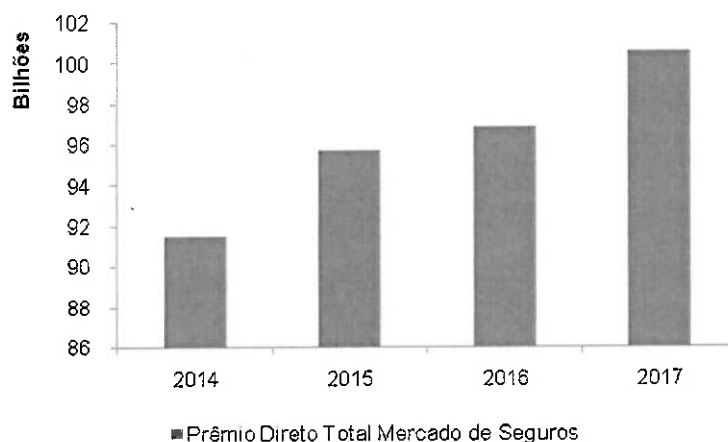
Em 1901, O Decreto nº 4.270 e seu regulamento anexo, conhecido como "Regulamento Murtinho", além de outras normatizações, criou a "Superintendência Geral de Seguros", subordinada diretamente ao Ministério da Fazenda, concentrando todas as questões relativas à fiscalização de seguros.

Finalmente, em 1966, através do decreto-lei nº 73, de 21 de novembro de 1966, foram reguladas todas as operações de seguros e resseguros e instituído o Sistema Nacional de Seguros Privados, constituído pelo Conselho Nacional de Seguros Privados (CNSP); Superintendência de Seguros Privados (SUSEP); Instituto de Resseguros do Brasil (IRB); sociedades autorizadas a operar em seguros privados; e corretores habilitados.

Ao longo dos últimos anos, o mercado segurador tem apresentado um crescimento significativo. A queda brusca dos índices de inflação devido à implantação do Plano Real em 1994 aumentou a previsibilidade de longo prazo, possibilitando que os agentes econômicos pudessem planejar de forma mais eficiente e segura a alocação de recursos. Tanto a oferta como a demanda de seguros aumentaram devido à estabilização da moeda, aumentando de forma significativa o faturamento do setor.

A evolução do prêmio direto entre 2014 e 2017 está ilustrada na Figura 1.

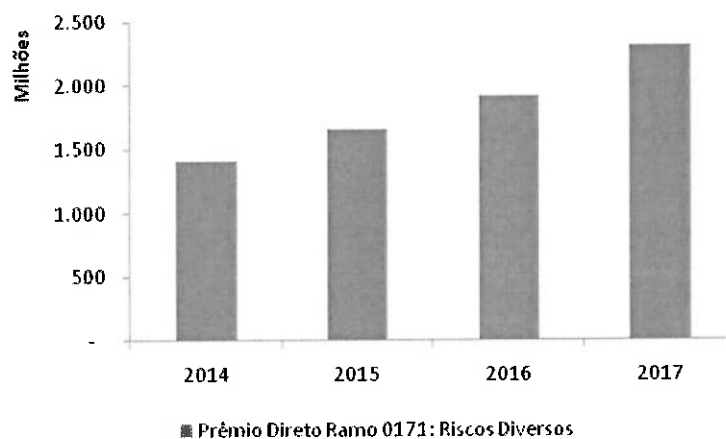
Figura 1: Evolução do Prêmio Direto por Ano



Fonte: Ajustado de SES - SISTEMA DE ESTATÍSTICAS DA SUSEP

O mesmo pode ser observado apenas para o ramo de Riscos Diversos (Ramo 71), conforme Figura 2. Este ramo específico será assunto do trabalho e está detalhado mais à frente.

Figura 2: Evolução do Prêmio Direto por Ano Ramo 71



Fonte: Ajustado de SES - SISTEMA DE ESTATÍSTICAS DA SUSEP

Prêmio direto, também conhecido como prêmio emitido é a receita bruta de prêmios levando em consideração endossos, cancelamentos e restituições, antes da dedução de prêmios de resseguro (ou retrocessão) cedidos e sem considerar o resseguro (ou retrocessão) aceito. Este prêmio varia de acordo com as perdas esperadas inerentes ao ramo do seguro em questão.

O acompanhamento detalhado do prêmio direto é fundamental, não apenas no que diz respeito ao gerenciamento do faturamento da empresa seguradora, mas para garantir que o prêmio que está sendo cobrado esteja de acordo com o comportamento esperado do produto para o cenário atual. Caso contrário, um novo modelo de precificação deve ser implementado, contemplando as mudanças observadas.

Além de gerenciar os riscos de seus segurados de forma mais eficiente, transferindo em caso de sinistro as perdas financeiras do segurado para a seguradora, o mercado de seguros ajuda no desenvolvimento da economia e da sociedade proporcionando não apenas emprego de trabalhadores, mas também crescimento do produto interno bruto. Levine (1997) tenta mostrar em seus estudos que países com sistemas financeiros mais desenvolvidos incluindo bancos maiores, mercado de ações mais robusto e mercado de seguros mais desenvolvido apresentam crescimento bem mais acelerado que os demais.

Conforme mencionado, desde a criação do Plano Real em 1994, indústrias como a de seguros e fundo de investimentos, que dependem de decisões estratégicas e de planejamentos a médio e longo prazo, puderam se desenvolver. A estabilização da inflação também corroborou para tal efeito. Além disso, o aumento da renda real da população entre 2003 e 2007 e a alavancagem do PIB que cresceu cerca de 19,5% também impulsionaram o crescimento desse mercado.

Comumente, utiliza-se o índice de penetração do seguro para avaliação do potencial do mercado. Este índice é calculado pela razão entre o prêmio direto e o PIB e, segundo Contador (2007), é um dos principais índices de mensuração da evolução do mercado de seguros, possibilitando inclusive a comparação entre países.

A Tabela 1 mostra os valores de receita apurados para os produtos de seguros (excluindo o VGBL), acumulação (incluindo os produtos de previdência tradicional, PGBL e VGBL) e capitalização e o percentual de representatividade no PIB. O seguro saúde não está contemplado nos valores por ser um produto sob supervisão da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) desde agosto de 2001. Nota-se que a participação dos mercados supervisionados vem crescendo, saindo de 2,59% em 2003 para 3,77% em 2017.

Tabela 1: Evolução dos Mercados Supervisionados

Ano	Acumulação	Seguros (excl.VGBL)	Capitalização	Total	% PIB
2.003	14.855.232	23.674.350	6.022.577	44.552.159	2,59
2.004	18.592.160	26.958.107	6.601.776	52.152.043	2,66
2.005	19.473.408	30.827.045	6.910.339	57.210.792	2,64
2.006	22.590.671	34.275.962	7.111.434	63.978.067	2,66
2.007	28.105.091	38.252.891	7.828.951	74.186.935	2,73
2.008	31.821.825	44.288.487	9.015.379	85.125.692	2,74
2.009	38.687.234	46.478.404	10.104.143	95.269.780	2,86
2.010	46.063.476	53.384.635	11.780.949	111.229.059	2,86
2.011	53.730.992	61.611.288	14.081.260	129.423.540	2,96
2.012	70.602.131	69.829.484	16.585.013	157.016.628	3,26
2.013	73.954.739	83.078.732	20.979.849	178.013.320	3,34
2.014	83.719.836	92.968.706	21.882.104	198.570.647	3,44
2.015	99.025.242	98.532.640	21.469.725	219.027.607	3,65
2.016	117.536.076	100.708.696	21.094.592	239.339.365	3,82
2.017	121.118.553	105.348.274	20.777.299	247.244.126	3,77

Fonte: Relatório de Análise e Acompanhamento dos Mercados Supervisionados 2017

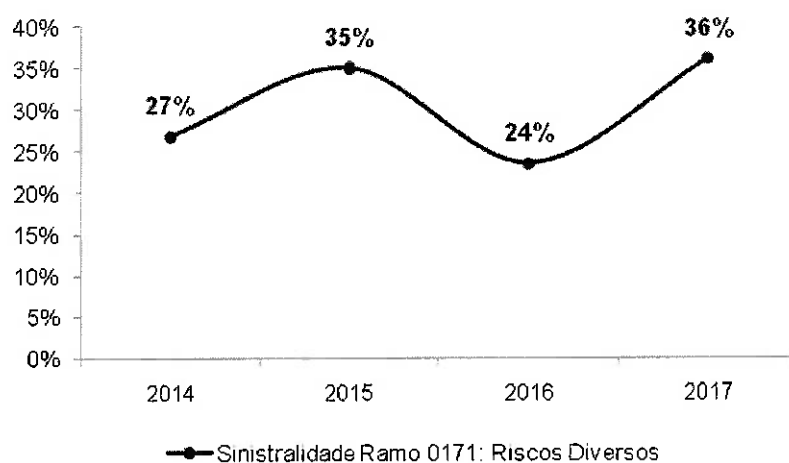
Pode-se notar que até dezembro de 2015, o mercado de seguros e capitalização apresentava um crescimento expressivo que foi impactado pela recessão econômica do biênio 2015-2016. Em 2017, com a melhora dos indicadores econômicos, o mercado voltou a crescer.

Entre os mercados avançados, destacam-se os Estados Unidos. Em 2017, o setor de seguros do país moveu aproximadamente US\$ 1.377 bilhões (7,1% do PIB). Entre os mercados emergentes, o destaque está na África do Sul, com um prêmio total de US\$ 48 bilhões, porém com índice de penetração de 13,8% do PIB.

Outro índice bastante acompanhado no mercado segurador é o índice de sinistralidade. De acordo com FUNENSEG (2011, p. 177) “Sinistralidade é o número de vezes que os sinistros ocorrem e seus valores. Mede a expectativa de perda, que é imprescindível para estabelecer o prêmio básico ou custo puro de proteção”. Em outras palavras, é a relação entre as despesas com sinistros e a receita ou prêmio ganho. O objetivo da seguradora é manter essa métrica controlada de forma eficiente e prolongada.

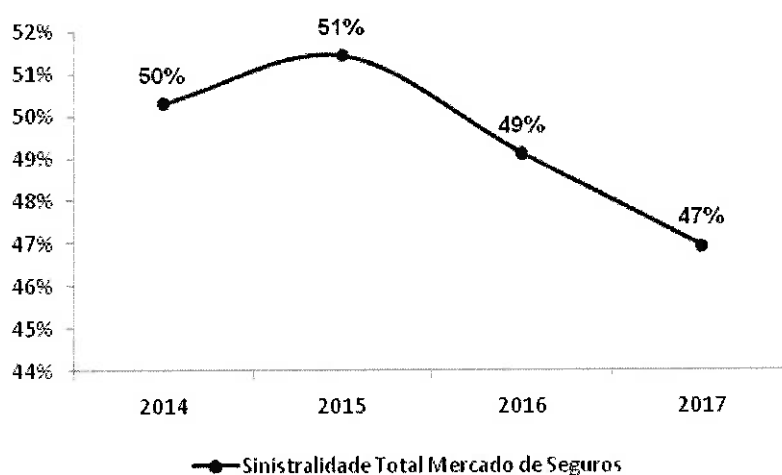
Abaixo, temos a evolução do índice de sinistralidade do ramo de Riscos Diversos e do mercado como um todo, nas Figuras 3 e 4 respectivamente.

Figura 3: Evolução do Índice de Sinistralidade do Ramo 71



Fonte: Ajustado de dados SES - SISTEMA DE ESTATÍSTICAS DA SUSEP

Figura 4: Evolução do Índice de Sinistralidade do Mercado de Seguros



Fonte: Ajustado de dados SES - SISTEMA DE ESTATÍSTICAS DA SUSEP

Os principais segmentos que fazem com que a sinistralidade total seja superior ao seguro de Riscos Diversos são o seguro Automóvel e Transportes.

Vale ressaltar que, por representar a relação entre o prêmio e o sinistro, o índice de sinistralidade fora dos padrões estabelecidos pela seguradora pode representar não apenas que a quantidade ou montante de sinistros está acima do projetado, mas

que o prêmio cobrado não está sendo suficiente para cobrir o risco inerente ao produto.

Foram citadas as fontes de todas as figuras e tabelas presentes no trabalho, exceto as de elaboração própria da autora.

1.1 REFERENCIAL TEÓRICO

Segundo FUNENSEG (2011, p. 199) “todo e qualquer seguro possui três características básicas, a saber: incerteza, mutualismo e o legítimo interesse. Porém, nos seguros, que têm como base a duração da vida humana, a incerteza é relativa”.

Uma modalidade muito conhecida é a venda de seguros massificados, que se baseiam basicamente no princípio do Mutualismo. Antônio Mendonça define “mutualismo é a base do negócio do seguro. É ele que permite a seguradora cobrir uma fração dos custos das indenizações de cada segurado e pagar o valor integral do bem sinistrado”. Isso é possível quando o seguro tem grande capacidade de distribuição, isto é, consegue ser vendido em larga escala. Por se tratarem de produtos comumente vendidos por preços (ou prêmios) mais baixos e riscos reduzidos isso se torna possível. Este princípio está pautado na Lei dos Grandes Números, no qual quanto maior for a carteira de segurados, mais estável e previsível será o risco da seguradora, reduzindo a variabilidade de perda com sinistros.

De acordo com Carneiro (2012, p.71) “Para os indivíduos é financeiramente mais vantajoso contratar um seguro do que constituir individualmente uma reserva monetária para ser usada no caso da ocorrência de um dano financeiro imprevisto”.

Dado que a margem do produto se torna menor visto que o valor do seguro é mais baixo, é fundamental ter uma boa previsibilidade do risco segurável. Segundo Vilanova (1969), risco é o acontecimento aleatório em sua realização, na época de sua realização e, ainda, no grau em que se realiza. Esta capacidade de mensurar o valor de sinistro, e em consequência o risco, determina não só a solvência da seguradora como do mercado segurador como um todo.

Além disso, acompanhar de forma contínua e detalhada a relação entre a precificação e a quantidade de sinistros é fundamental dado que após ser precificado e lançado no mercado a seguradora está sujeita ao risco de subscrição que é o “Risco

oriundo de uma situação econômica adversa que contraria tanto as expectativas da sociedade no momento da elaboração de sua política de subscrição quanto às incertezas existentes na estimação das provisões”. (Circular SUSEP 253/04).

Alguns métodos de apuração são utilizados com maior frequência como é o caso da Teoria do Risco Coletivo. Segundo Ferreira, os sinistros ocorrem em um processo estocástico de Poisson, isto é, a probabilidade do evento tem a seguinte função de distribuição:

$$\Pi_n = \frac{t^n}{n!} e^{-t}$$

Onde:

Π_n = probabilidade de ocorrência de exatamente “n” sinistros no tempo t

n = quantidade de sinistros

t = extensão de qualquer intervalo de tempo

Ainda segundo Ferreira, vale ressaltar que nesse modelo a variável aleatória quantidade de sinistros em intervalos de tempo não sobrepostos são independentes.

Outro modelo bastante utilizado e com maior robustez estatística é o GLM, procedimento ANOVA no qual os cálculos são efetuados usando uma regressão de mínimos quadrados para descrever a relação estatística entre um ou mais preditores e uma variável de resposta contínua, possibilitando prever valores para novas observações. Segundo Anderson et al. (2004), o modelo GLM consiste em uma ampla gama de modelos que incluem os modelos lineares como caso especial. As premissas de normalidade, variância constante e aditividade dos efeitos são removidas. Ademais, atualmente tem sido um modelo bastante utilizado para precificação de seguro automóvel na União Europeia.

O modelo se baseia no pressuposto que o comportamento passado se repetirá no futuro, o que se verifica em grande parte das aplicações. Entretanto, ele não contempla possíveis mudanças, econômicas, conjunturais, políticas ou mesmo sociais que podem vir a distorcer a relação das variáveis explicativas com a variável a ser explicada, especificamente nas situações em que o fator aleatório do risco é suplantado pela influência de uma ou mais variáveis.

A análise de regressão lida com a dependência de uma variável com relação a outras, porém não implica em causalidade. Segundo Kendall e Stuart (1961) a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte

que seja não pode nunca estabelecer uma relação causal entre elas; nossas convicções a respeito de qualquer relação de causalidade devem se originar de fora da estatística, baseando-se, fundamentalmente, em alguma teoria já estabelecida ou até mesmo no senso comum (p. 279).

Em alguns testes como é o caso do Teste de Causalidade de Sims (1972), parte-se do pressuposto que o futuro não pode causar o presente, contudo, eles se concentram apenas em relações de curto prazo, negligenciando qualquer informação proveniente da tendência de longo prazo. Isso ocorre porque as séries originais geralmente têm que ser transformadas para alcançarem a estacionaridade, através normalmente de uma transformação não-linear.

Uma versão mais moderna do teste de causalidade de Granger, que permite que se identifiquem possíveis relações de causalidade entre duas variáveis originárias de uma mesma tendência de longo prazo, pode ser derivada do método de correção dos erros, proposto por Engle e Granger (1987). O método de Engle e Granger 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.

Carneiro e Faria (1997) aplicam o teste de causalidade para variáveis cointegradas para verificar a direção de causalidade entre o salário mínimo e os outros salários no Brasil.

Neste estudo, trataremos de um seguro massificado de danos popularmente conhecido como "Cartão Protegido" que tem por objetivo garantir o pagamento de indenização decorrente de alguns imprevistos que podem vir a acontecer com o segurado e o seu cartão. Este produto pode conter diversas coberturas, sendo elas básicas (ou obrigatórias) e opcionais. A Circular SUSEP nº 395 o classifica no Grupo Patrimoniais, dentro do Ramo Riscos Diversos (Ramo 71).

Como não há informações públicas que divulguem o prêmio apartado por cobertura, iremos trabalhar com todo o ramo 71 que inclui, além de coberturas de roubo e furto de bens e saque sob coação atrelado ao cartão segurado, tumulto, fidelidade, incêndios e danos elétricos de máquinas e equipamentos estacionários, entre outros.

Existem no Brasil, classificados oficialmente, 95 ramos de seguros com grande variedade de detalhamento. A Tabela 2 apresenta alguns exemplos de seguros e suas características:

Tabela 2: Tipos de Seguros e características básicas.

Ramos de Seguros	
Grupos	Características Gerais
Automóvel	Seguro contra roubo e acidentes de carros, de responsabilidade civil contra terceiros e DPVAT
Habitacional	Seguro contra riscos de morte e invalidez do devedor e de danos ao imóvel financiado
Marítimos	Seguros compreensivos para operadores portuários, responsabilidade civil facultativa para embarcações e marítimos
Patrimoniais	Seguros contra incêndio, roubo, compreensivos residenciais, empresariais e condominiais
Pessoas Coletivo	Seguros coletivos de vida e acidentes pessoais, com cobertura para risco de sobrevivência, prestamista e educacional
Responsabilidades	Seguros contra indenização por danos materiais ou corporais a terceiros, por culpa involuntária do segurado
Riscos Especiais	Seguros contra risco de petróleo, nucleares e satélites
Rural	Seguro agrícola, pecuário, de florestas e penhor rural
Transporte	Seguros de Transportes nacional e internacional de responsabilidade civil de cargas, do transportador e do operador

Fonte: Ajustado de dados SUSEP (2006)

Existe um nível maior de agregação que divide o mercado de seguros entre seguro de vida, seguros saúde e seguros elementares. Dentro dos seguros de vida estão as apólices contra risco de morte e acidentes pessoais bem como os planos de previdência privada aberta. Já os seguros elementares têm como finalidade a garantia de perdas, danos ou responsabilidades sobre objetos ou pessoas, excluída desta classificação os seguros do ramo vida.

No Brasil, o Decreto 60.589, de 23 de outubro de 1967 classificou separadamente o seguro saúde, entretanto, no exterior, costuma-se incluí-lo com os seguros elementares, formando o chamado ramo “não vida”.

1.2 OBJETIVO

Este trabalho tem por objetivo analisar se o valor de prêmio direto arrecadado pela seguradora dentro do ramo 71 tem relação significativa entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, sendo elas: a taxa de juros (SELIC), inflação (IPCA), taxa

de desemprego e produto interno bruto (PIB), a fim de criar um modelo estocástico capaz de prever de forma mais assertiva o risco futuro exposto do produto e definir a relação de longo prazo entre elas, utilizando como variáveis explicativas os indicadores macroeconômicos supracitados.

Intuitivamente, pode-se presumir que a taxa de juros teria uma maior relação com o mercado de seguros, dado que a precificação se baseia no valor presente da indenização que seria paga ao segurado em caso de sinistro, fora o fato de que parte do dinheiro investido pelas seguradoras é no mercado de renda fixa. Holsboer (2000) faz uma análise sobre os impactos que a queda de juros pode causar no mercado segurador e destaca como uma das possíveis formas de mitigar esse problema, a redução das participações nos lucros enquanto não há uma retomada do crescimento das taxas de juros.

Pontualmente, avalia-se o tempo de reação aos choques das variáveis, a duração e a direção das repostas e as semelhanças e diferenças das respostas das variáveis macroeconômicas frente a variações, de forma a ter uma previsibilidade do prêmio arrecadado e assim, proporcionar um maior poder de atuação no preço do seguro, entregando maior ganho de margem ou vantagem competitiva no mercado.

Com isso é possível analisar o nível de influência estatisticamente significativa dessas variáveis sobre o mercado brasileiro de seguros, mais especificamente no ramo de riscos diversos e encontrar um modelo que explique a relação entre elas. Isso transforma de forma positiva os métodos de apreçamento comumente utilizados, deixando de ser um modelo retrospectivo, para se tornar prospectivo.

Espera-se, intuitivamente, que em tempos de crise e recessão econômica, o índice de sinistralidade para os seguros de danos apresente crescimento, dado o aumento da criminalidade e menor investimento em segurança. Em consequência, deve-se observar um aumento do montante de sinistros nesse caso. Por outro lado, a situação de insegurança faz com que as vendas também tenham um incremento.

2. MATERIAIS E METODOLOGIA

Neste capítulo, serão apresentadas as metodologias, estrutura do trabalho, descrição e fonte de dado das variáveis e o *software* utilizado para modelagem.

2.1 METODOLOGIA

Este trabalho utiliza o método de análise de cointegração para descrever a relação de equilíbrio entre o valor de prêmio direto e as variáveis econômicas selecionadas.

Primeiramente, verifica-se a estacionaridade da série, para evitar a ocorrência de regressão espúria. Segundo Brooks (2002, pp. 367-379), séries não estacionárias podem influenciar os resultados gerando regressões sem significado econômico, dado que elas podem apresentar tendências determinísticas com valor elevado do R^2 mesmo que as variáveis não sejam relacionadas entre si. Aplicou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado – DFA para analisar a estacionaridade das séries. A hipótese nula do DFA considera que há raiz unitária na série, ou seja, ela não é estacionária, enquanto a hipótese alternativa considera estacionaridade.

Após isso, faz-se uma breve análise de correlação entre as variáveis para evitar a presença de multicolinearidade na regressão. Por fim, testa-se a cointegração a partir do método de Johansen para finalmente decidir entre o modelo VAR ou VECM. A definição do modelo não será abordada nesse trabalho.

2.1.1 Séries Temporais

Uma série temporal, também denominada série histórica, é uma sequência de dados obtidos em intervalos regulares de tempo durante um período específico, onde a ordem das observações tem impacto no resultado. De forma resumida, trata-se de um processo estocástico indexado no tempo. Na análise de uma série temporal, primeiramente deseja-se modelar o fenômeno estudado para, a partir daí, descrever o comportamento da série, fazer estimativas e, por último, avaliar quais os fatores que influenciaram o comportamento da série, buscando definir relações de causa e efeito entre duas ou mais séries.

Segundo Stevenson (2001), um modelo clássico de séries temporais considera a existência de quatro elementos básicos na composição da série. São eles: a tendência, as variações cíclicas, as variações sazonais e as variações irregulares.

Morettin & Toloí (2006) defendem que as séries temporais financeiras tais como taxa de juros, câmbio, inflação entre outras, tendem a ser não estacionárias. Uma série temporal é considerada estacionária quando os dados se apresentam ao redor de uma média e com variância constante o que, em geral, não é o comportamento das séries financeiras. Elas costumam apresentar uma tendência e se desenvolvem ao redor de uma reta com inclinação positiva ou negativa. O mesmo também pode ocorrer com o parâmetro da variância, que pode ou não apresentar uma faixa de constância no decorrer do período.

Na literatura, tais séries são denominadas séries com raiz unitária. Além das características já descritas, as séries financeiras também apresentam sazonalidade, heterocedasticidade condicional e não-linearidade.

2.1.2 Modelo ARIMA

Segundo Pellegrini & Fogliatto (2000), dados históricos são utilizados para prever a demanda de períodos futuros através de métodos quantitativos. Uma das técnicas quantitativas mais difundidas é a metodologia de Box-Jenkin. O modelo parte do pressuposto que cada valor da série temporal pode ser explicado por valores prévios, a partir do uso da estrutura de correlação temporal que geralmente há entre os valores da série. Segundo Abdel-Aal & Al-Garni (1997), os modelos Box-Jenkins têm sido largamente utilizados para modelagem e previsão em aplicações médicas, ambientais e financeiras.

Os modelos de Box-Jenkins, genericamente conhecidos por ARIMA (Auto Regressive Integrated Moving Averages), ou na literatura em português Modelo Auto-regressivo Integrado de Médias Móveis, visam predizer as observações futuras através do comportamento da autocorrelação entre os valores da série temporal.

Segundo Fava (2000), os modelos ARIMA resultam da combinação de três componentes: o auto-regressivo (AR), a integração (I) e o componente de médias móveis (MA). Uma série pode ser modelada pelos três componentes ou apenas por um subconjunto deles, resultando em vários modelos conforme abaixo.

Na classe dos modelos estacionários, estão o modelo auto-regressivo (AR) e o modelo de médias móveis (MA). No modelo auto-regressivo, a série de dados históricos é descrita por seus valores passados regredidos e pelo ruído aleatório. O modelo auto-regressivo de ordem 1 ou AR(1) é a versão mais simples dessa classe. Já no modelo de médias móveis, a série é constituída pela combinação dos ruídos brancos do período atual com aqueles ocorridos em períodos anteriores. Assim como o AR(1), o modelo MA(1) é a versão mais simples dessa classe. Segundo Nelson (1973), uma propriedade importante da MA(1), proveniente da função de autocorrelação, é que sua “memória” é de somente um período.

Em alguns casos, a quantidade de parâmetros necessários para se modelar uma série puramente AR ou MA é muito grande. Nessa situação, o ideal é compor um modelo ARMA.

Para tornar a série estacionária, é necessário tomar algumas diferenças. O número de diferenças necessárias é denominado ordem de integração e será denominado d , formando o modelo ARIMA(p,d,q).

De acordo com BOX e JENKINS (1976), a modelagem ARIMA deve seguir três passos básicos antes de se proceder aos cálculos das previsões para a variável resposta: seleção do melhor modelo, estimação e verificação. No primeiro passo, são determinados os valores apropriados de p , d e q . A definição dos parâmetros é feita baseada na análise do desvio padrão residual. Quanto menor o erro padrão, melhores serão as previsões. Os critérios mais conhecidos são o AIC (Akaike Information Criteria, em português Critério de Informação de Akaike) e BIC (Bayesian Information Criteria, em português Critério de Informação Bayesiano).

2.1.3 Teste de Estacionaridade das Séries Temporais

Quando se trata de séries não estacionárias, outros modelos devem ser aplicados. Primeiramente, pode-se detectar a não estacionaridade através da análise gráfica ou aplicando testes estatísticos de raiz unitária. O mais usado é o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Basicamente, a diferença entre o teste de Dickey-Fuller e o ADF reside no fato de que no primeiro caso a existência da raiz unitária é testada através da seguinte

regressão $y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, enquanto no segundo caso testa-se a equação $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ onde $\eta = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ e $\beta_i = \sum_{i=1}^p \alpha_i$.

No teste de Dickey-Fuller Aumentado são incorporados na regressão valores defasados da variável endógena y_t a fim de testar se há ou não autocorrelação entre os termos de erro.

Ainda sobre o modelo ADF, o parâmetro p representa a ordem do modelo autoregressivo que descreve o comportamento da série temporal, α é o intercepto, y a variável dependente, Δ o operador de diferença e ε_t o erro independente e identicamente distribuído. A ordem do modelo foi escolhida pelo critério de Akaike (AIC). Este é um teste de hipótese que a série tem uma raiz unitária, sendo $\eta = 0$ a hipótese nula. Ela deve ser rejeitada quando o valor estatístico calculado (ou tau do teste) for inferior ao valor crítico, indicando que a série é estacionária.

2.1.4 Modelo de Cointegração de Johansen

Para se concluir se duas ou mais séries são cointegradas, não basta analisar seus gráficos, pois a cointegração pode ou não existir entre séries que parecem ter uma tendência comum de longo prazo, o que torna necessário a utilização de testes formais para descrever co-movimentos dinâmicos de duas ou mais séries temporais (MORETTIN, 2011).

Para analisar a relação entre séries temporais não estacionárias, Engle e Granger (1987) propuseram um método de análise de cointegração. Em linhas gerais, se duas ou mais variáveis são não estacionárias, mas possuem uma combinação linear estacionária, existe uma relação estável, em longo prazo, entre essas variáveis. Esta relação de longo prazo é denominada relação de cointegração e descreve o equilíbrio entre as variáveis, para o qual o sistema econômico converge no tempo (HARRIS, 1995). Uma grande vantagem desse modelo é que ele não se restringe a relações de curto prazo, que podem ser impactadas por transformações realizadas para se atingir a estacionaridade da série.

Estatisticamente, uma série temporal será estacionária se sua média, variância e covariância não variarem ao longo do tempo. Neste caso, a série integrada de ordem zero será denotada por $I(0)$. Uma série que precisa ser diferenciada uma vez para

atingir a estacionaridade é denotada por $I(1)$. Caso exista alguma combinação linear entre duas séries temporais que seja $I(0)$, então essas duas séries serão cointegradas.

Entretanto, o modelo proposto por Engle e Granger pode gerar vários vetores de cointegração. Para resolver esse problema, Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) propuseram um teste baseado no método de máxima probabilidade. Este teste considera que a dinâmica interrelacional entre as variáveis deve ser analisada por este método, de maior robustez, na medida em que o mesmo incorpora, no modelo VAR, os desvios relacionados com o caminho de longo prazo da série (VERBEEK, 2004). O número de vetores cointegrados pode ser obtido por testes estatísticos de rastreamento (teste do traço $=\lambda_{trace}$), ou a estatística de autovalor máximo usando seus respectivos valores críticos (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990). Neste trabalho será utilizado o teste do traço.

Formalmente, a estatística do teste λ_{trace} é dada por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1)$$

onde r é o número de vetores co-integrados na hipótese nula; T é o número de observações e $\hat{\lambda}_i$ é o valor estimado do i -ésimo autovalor, sendo que os autovalores estão em ordem decrescente. O teste estatístico de rastreamento é uma série de testes em que a hipótese nula se refere a que o número de vetores cointegrados seja menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que existem mais (que) r vetores. (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990).

2.1.5 Modelo VAR

A metodologia de Vetores Autoregressivos (VAR) é uma abordagem frequente em modelagens macroeconômicas e em estudos relacionados às finanças corporativas e aos mercados financeiros (ONO et al, 2005).

Sims (1980) e Litterman (1979) abordaram esta metodologia como sendo mais apropriada para a previsão de que os modelos de equações simultâneas. Ela tornou possível expressar modelos econômicos completos e estimar seus parâmetros. Nesse modelo, as variáveis são explicadas por suas defasagens e pelas defasagens das

demais variáveis, tornando possível a análise do efeito da variação ao longo do tempo de uma variável sobre as demais.

Os modelos VAR, que incluem o VAR irrestrito, o VAR estrutural (SVAR) e o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) permitem uma análise empírica sobre a participação de cada variável nas mudanças que ocorrem nas outras. Isto é realizado através da análise de decomposição de variância, levando em consideração a resposta de uma variável em relação a um choque em outra variável, através da análise das funções de resposta ao impulso (BROOKS, 2002; LUTKEPOHL, 1993; SIMS, 1980).

Caso as variáveis analisadas sejam não-estacionárias, o VAR deve ser estimado em primeiras diferenças. Entretanto, o resultado obtido por meio de primeiras diferenças nem sempre é razoável (HARVEY, 1989). Sendo assim, havendo cointegração entre as variáveis, Engle e Granger (1987) sugerem a utilização de um vetor cointegrante para obter uma combinação linear estacionária entre as variáveis e assim estima-se um modelo vetorial auto-regressivo de correção de erros, chamado VECM ou Modelo de Correção de Erros.

O modelo VAR pode ser escrito da seguinte maneira:

$$x_t = \Pi_0 + \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde x_t é o vetor (nx1) de variáveis, Π_0 o vetor (nx1) de interceptos, Π_i uma matriz (nxn) de coeficientes e ε_t o vetor (nx1) de erros.

O modelo VECM por sua vez pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\Delta x_t = \Delta \Pi_0 + \Delta x_{t-1} + \Phi_1 \Delta x_{t-1} + \Phi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Phi_{p-1} \Delta x_{t-(p-1)} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Ou seja, trata-se do VAR original reescrito em função das primeiras diferenças do vetor x, defasadas até a ordem p-1, e de x defasado de um período.

2.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Nesta seção, inclui-se uma breve análise descritiva das variáveis macroeconômicas que serão utilizadas no estudo, expondo as principais características de cada uma.

2.2.1 Inflação - IPCA

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA é o índice oficial de inflação do Brasil e tem por objetivo medir a inflação de um conjunto de produtos e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias, cujo rendimento varia entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos (Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC))

2.2.2 Taxa SELIC

A taxa básica de juros da economia brasileira, ou taxa SELIC, é definida pelo Banco Central do Brasil como a média das taxas de juros praticadas nas operações compromissadas de prazo de um dia útil com lastro em títulos públicos federais registrados no SELIC, liquidadas no próprio SELIC ou em sistemas operados por câmaras de compensação e de liquidação de ativos (Fonte: Banco Central do Brasil).

2.2.3 Taxa de Desemprego

A taxa de desemprego no Brasil se refere à desocupação oficial no país e é determinada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Os valores são calculados pela divisão da população desocupada ou desempregada pela população economicamente ativa (PEA). (Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD))

2.2.4 Produto Interno Bruto (PIB)

O PIB representa a soma, em valores monetários, de todos os bens e serviços finais produzidos numa determinada região, durante um determinado período. É um dos indicadores mais utilizados na macroeconomia pois afeta diretamente a receita líquida de uma empresa e tem como um dos principais objetivos mensurar a atividade econômica de uma região. Na contagem do PIB, consideram-se apenas bens e serviços finais, excluindo da conta todos os bens de consumo intermediários (Fonte: Banco Central do Brasil).

2.3 TRATAMENTO DOS DADOS E SOFTWARE UTILIZADOS

Os dados de valor de prêmio direto são do SES (Sistema de Estatísticas da SUSEP) e as variáveis macroeconômicas citadas na seção 2.2 foram coletadas do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), com exceção da taxa de desemprego que foi obtida da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Todos os dados são mensais e consideram a janela de janeiro de 2015 a junho de 2018.

As análises e resultados foram obtidos através do *software* R Studio.

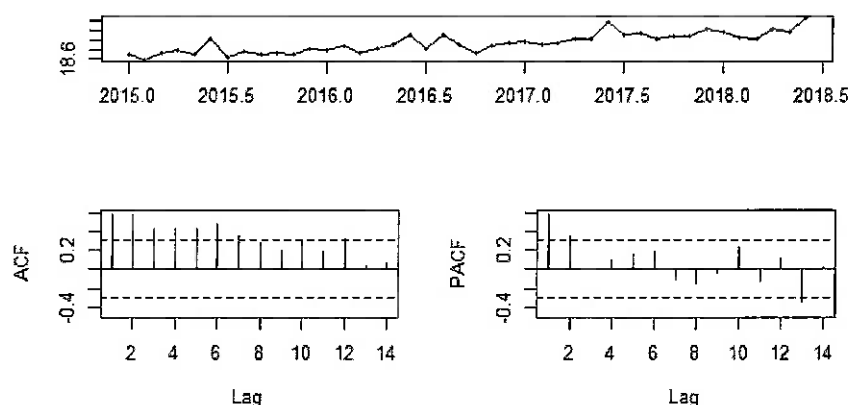
3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

A priori, serão realizadas algumas análises econométricas de dados a fim de construir um modelo mais robusto. A análise será dividida em três etapas: teste de estacionariedade, análise de correlação e análise de cointegração.

3.1 TESTE DE ESTACIONARIDADE

Primeiramente, verificou-se a estacionariedade da série temporal de prêmio direto. A série foi transformada na forma de logaritmo natural, buscando suavizar e normalizar os desvios. Um gráfico da série *logaritmizada* é apresentado na Figura 5.

Figura 5: Análise da série temporal *logaritmizada* do prêmio direto do Ramo 71



Pelo gráfico, observa-se que a hipótese de a série apresentar raiz unitária, ou seja, não ser estacionária, não pode ser descartado. Para verificar a hipótese, aplica-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF - *Augmented Dickey-Fuller*).

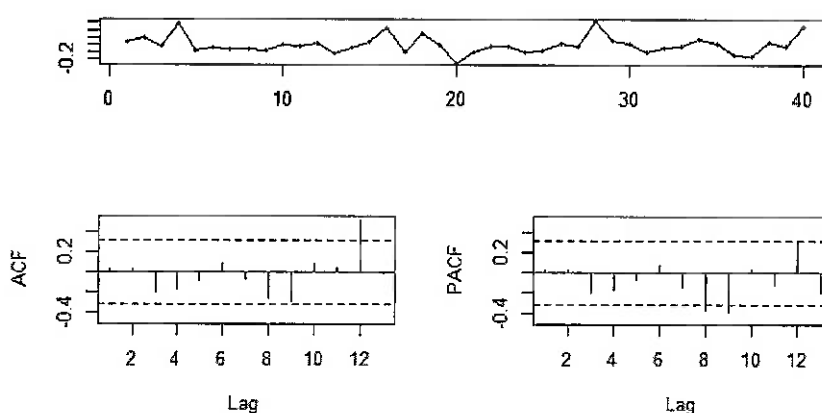
Os valores críticos do teste ADF foram: 5% = -3,5 e 1% = -4,15. O tau do teste é -3,59, maior que o tau crítico. Logo, não há indícios para rejeitar a hipótese nula ao nível de 1% e a suposição de raiz unitária não pode ser descartada.

A ACF (função de autocorrelação) indica o grau de dependência temporal existente, medindo o quanto os pares ordenados de observações estão relacionados e as linhas azuis tracejadas são limites de significância para as autocorrelações. Ele

é um guia para a escolha dos parâmetros para o modelo ARIMA. Já a PACF (função de autocorrelação parcial) mede a intensidade da relação entre duas observações da série temporal, mantendo constante o efeito das demais.

Além da análise da série, é pertinente avaliar o resíduo proveniente da regressão realizada para confirmar se eles se aproximam a um ruído branco. Conforme a Figura 6 abaixo, a série não apresenta tendência ao longo do tempo e não há nenhum valor fora dos limites na função ACF.

Figura 6: Análise dos resíduos da série temporal *logaritmizada* prêmio direto do Ramo 71.



Para verificar a ordem de cointegração, aplicou-se o teste na série diferenciada uma vez. O valor do teste ADF é -5,64, inferior ao tau crítico para nível de significância 5% que é -1,95. Sendo assim, verifica-se que a série é $I(1)$.

Em seguida, o mesmo procedimento será efetuado para as variáveis macroeconômicas consideradas. Aplicou-se a transformação de logaritmo natural também para a série de produto interno bruto (PIB). Para as demais variáveis, foi mantida a série original. Os gráficos das séries temporais estão expressos nas Figuras 7, 9, 11 e 13.

Figura 7: Análise da série temporal *logaritmizado* PIB

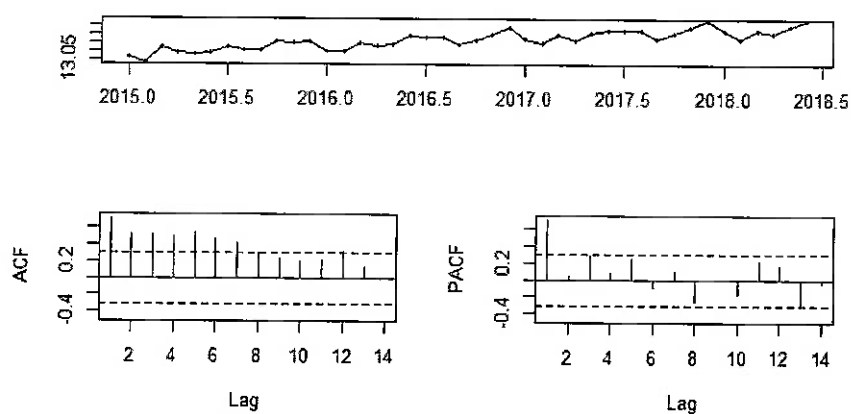


Figura 8: Análise dos resíduos da série temporal *logaritmizado* PIB

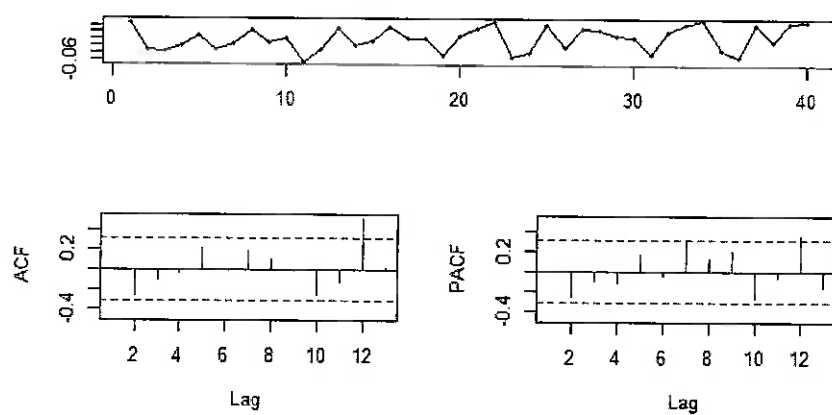


Figura 9: Análise da série temporal IPCA

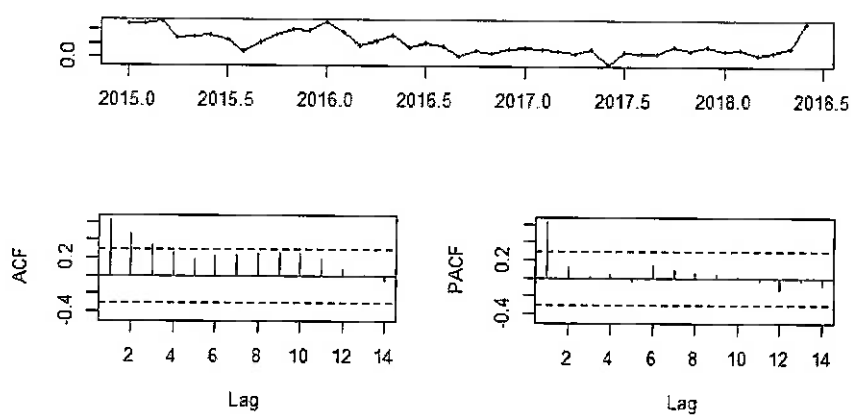


Figura 10: Análise dos resíduos da série temporal IPCA

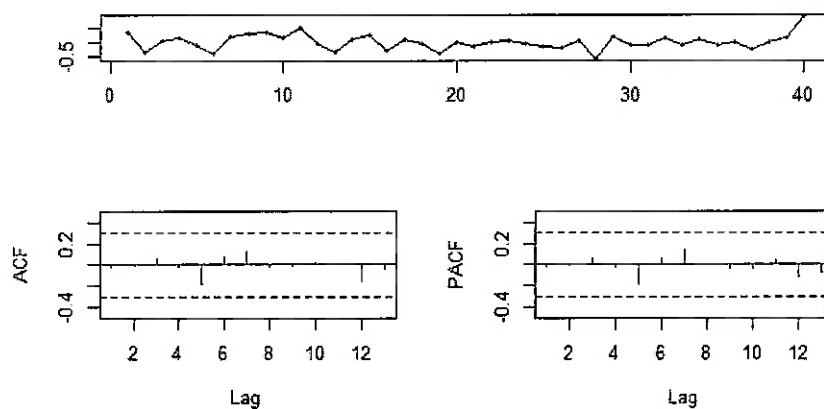


Figura 11: Análise da série temporal taxa de desemprego

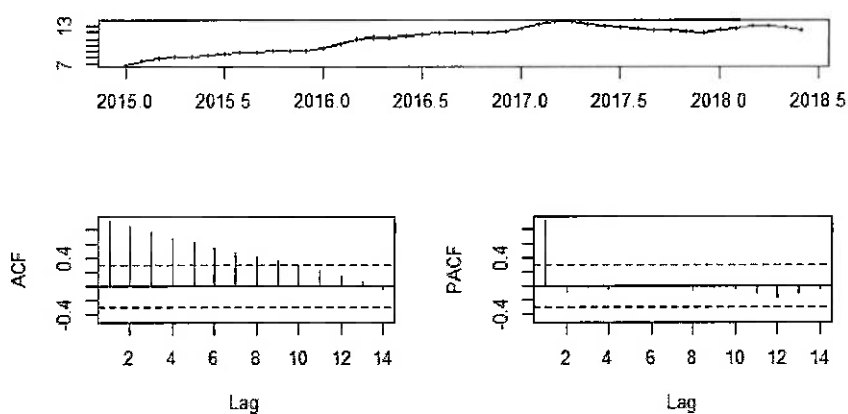


Figura 12: Análise dos resíduos da série temporal taxa de desemprego

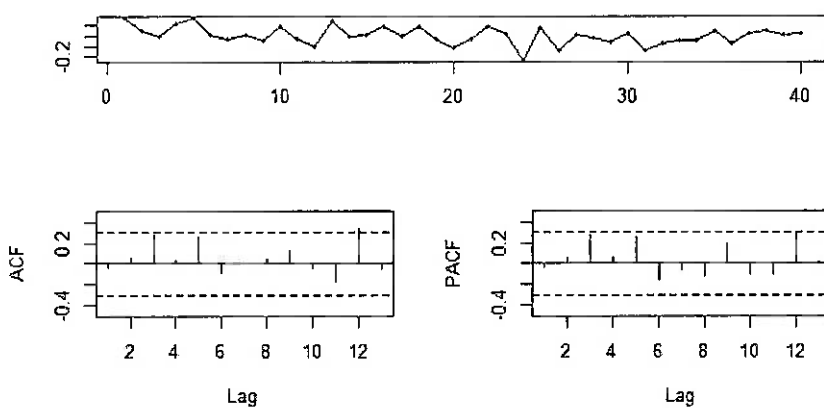


Figura 13: Análise da série temporal SELIC

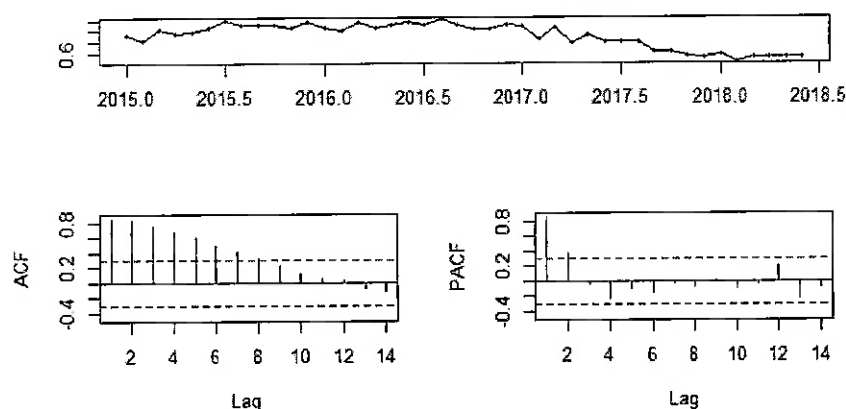
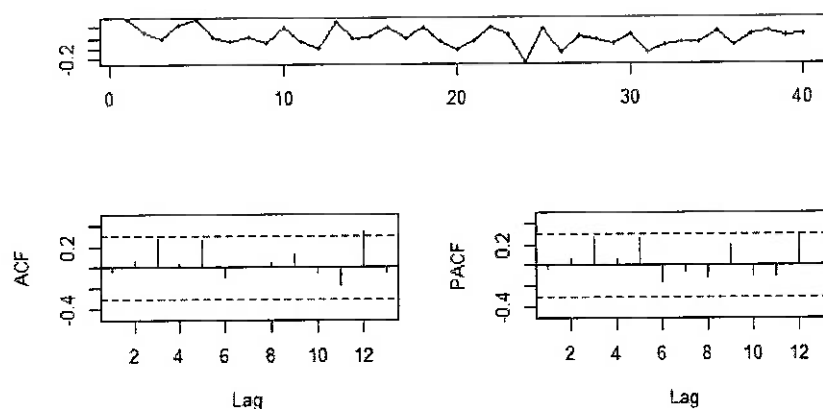


Figura 14: Análise dos resíduos da série temporal SELIC



Visualmente, observa-se que há tendências em todas as variáveis macroeconômicas analisadas, indicando que as séries não são estacionárias. Nota-se, por exemplo, tendência de crescimento nas séries de PIB e taxa de desemprego, e queda na SELIC, em linha com o momento econômico que o Brasil está passando. O governo diminuiu a taxa SELIC para incentivar a oferta de crédito, o que não repercutiu no patamar desejado, fazendo com que a inflação (IPCA) não apresente grandes oscilações. Já a alta do PIB está ligada principalmente ao aumento da produção agropecuária e superávit da balança comercial. Esta tendência fica mais evidente com o decaimento da função de autocorrelação observado nas Figuras 7, 9, 11 e 13.

Por outro lado, na análise dos resíduos, o comportamento da ACF e PACF é o oposto. A função não apresenta picos nem propensão à queda, se caracterizando

como ruído branco e corroborando para a hipótese de que as séries possuem raiz unitária. Eles estão representados nas Figuras 8, 10, 12 e 14.

Adicionalmente, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado para comprovar tal hipótese.

Tabela 3: Teste Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis macroeconômicas

Variável Macroeconômica	Tau Crítico		Tau do Teste	Resultado v. crítico 5%
	5%	1%		
PIB	-2,93	-3,58	-2,06	Raiz Unitária
IPCA	-3,50	-4,15	-1,75	Raiz Unitária
Taxa Desemprego	-2,93	-3,58	-1,71	Raiz Unitária
Selic	-2,93	-3,58	0,30	Raiz Unitária

Conforme Tabela 3, todos os valores do teste são maiores que o valor do tau crítico para nível 5%. Portanto, a hipótese de raiz unitária não pode ser descartada.

Complementarmente, realizou-se o teste ADF para a primeira diferença das séries, a fim de verificar se elas são estacionárias. Os resultados estão na Tabela 4.

Tabela 4: Teste Dickey-Fuller Aumentado para a primeira diferença das variáveis macroeconômicas

Variável Macroeconômica	Tau Crítico		Tau do Teste	Resultado v. crítico 5%
	5%	1%		
PIB	-1,95	-2,62	-6,60	I(1)
IPCA	-1,95	-2,62	-4,52	I(1)
Taxa Desemprego	-1,95	-2,62	-3,48	I(1)
Selic	-1,95	-2,62	-5,99	I(1)

Dado que todos os valores do teste são inferiores ao valor do tau crítico para nível 5%, conclui-se que todas as séries são I(1). Caso fosse necessário diferenciar a série por k vezes, onde $k > 1$, as séries seriam I(k).

3.2 MODELO ARIMA

Antes de verificar o impacto das variáveis macroeconômicas na série de prêmio direto, será feita uma análise isolada a fim de obter um modelo ARIMA simples para a série e então feita à previsão seis passos a frente.

Como o modelo apresenta raiz unitária, será tomada a primeira diferença da série e então obtido o melhor MODELO ARMA. Em seguida, esse modelo será integrado, gerando o modelo ARIMA para então ser feita a previsão. Para isso aplica-se a diferenciação na série.

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} \quad (4)$$

Assim, o modelo ARIMA apresenta a seguinte estrutura (Franses, 1998):

$$\Delta^d y_t = \alpha_1 \Delta^d y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t - \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_q \varepsilon_{t-p} \quad (5)$$

Nesta equação, α_1 até α_p são parâmetros que ajustam os valores passados de y_t do instante imediatamente anterior até o mais distante representado por p (estrutura auto regressiva).

Os valores de ε representam uma sequência de choques aleatórios e independentes uns com os outros, ε_t é uma porção não-controlável do modelo chamado normalmente de ruído branco. Os parâmetros β_1 até β_q possibilitam escrever a série em função dos choques passados, representando os parâmetros da estrutura de médias móveis.

Em geral cada ε_t é considerado independente e igualmente distribuído por uma distribuição normal com média zero e variância constante.

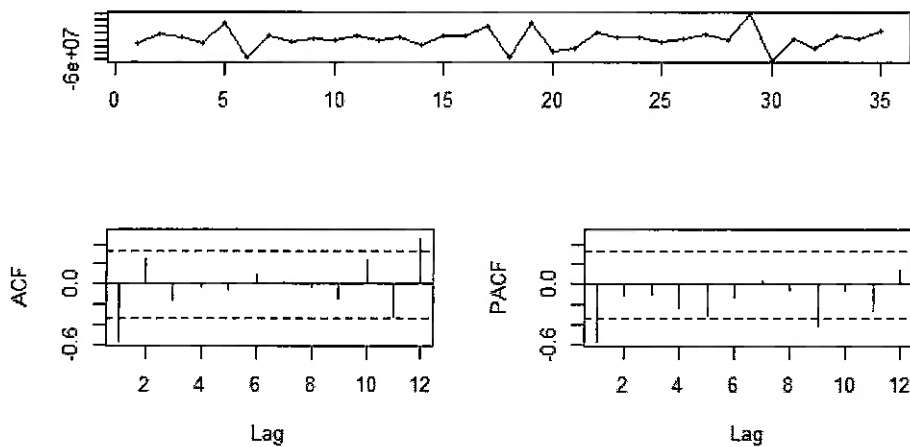
Como a maioria dos procedimentos de análises de séries temporais supõe que elas sejam estacionárias, faz-se necessário transformá-las caso ainda não sejam. Segundo Morrettin & Tolo (1987), a transformação mais comum consiste em tomar sucessivas diferenças na série original a fim de obter uma série estacionária.

Ao tomar a primeira diferença, o termo da raiz unitária desaparece, chegando a estrutura do modelo ARMA.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (6)$$

Para a série considerada, apresenta-se o gráfico da primeira diferença, juntamente com os gráficos de suas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial na Figura 15.

Figura 15: Análise da primeira diferença da série temporal prêmio direto do Ramo 71



Observa-se um pico no atraso um da função de autocorreção, evidenciando que o modelo AR(1) é indicado. Assim, o melhor modelo para a série original seria um ARIMA(1, 1, 0). Com isso, o seguinte modelo foi obtido.

$$(1 - L)(1 - aL)y_t = \varepsilon_t$$

$$(1 - [a + 1]L + aL^2)y_t = \varepsilon_t$$

$$y_t = [a + 1]y_{t-1} - ay_{t-2} + \varepsilon_t$$

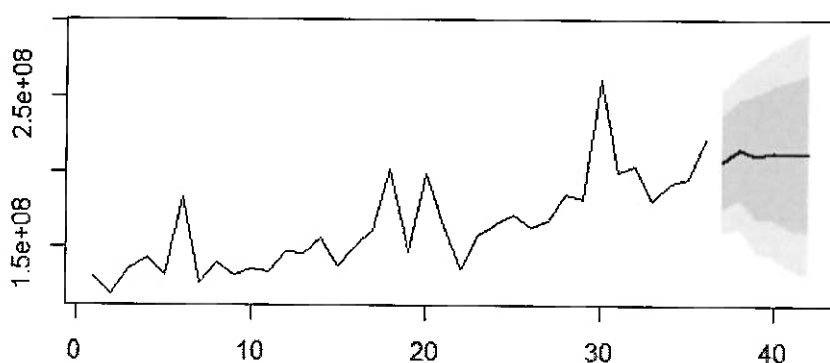
Onde $(1 - L)y_t$ é a raiz unitária

$(1 - aL)y_t$ é a parte AR(1) e $a = -0,5612$.

Adicionalmente, realizou-se o teste ADF para verificar a estacionariedade da série. O valor do tau do teste foi de -5,42, inferior a -1,95, valor do tau crítico ao nível 5%. Assim, há indícios de que a série seja estacionária.

Por fim, realizou-se a previsão seis passos à frente para a série temporal de prêmio direto. A Figura 16 apresenta o resultado.

Figura 16: Previsão seis passos à frente da série temporal prêmio direto do Ramo 71



A linha azul representa a previsão seis passos à frente da variável prêmio, enquanto a faixa cinza representa a oscilação dentro do intervalo de confiança de 95%.

3.3 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO

A análise de correlação tem como principal finalidade avaliar a possibilidade de existir multicolinearidade, o que traria problemas futuros na estimação do modelo.

Através de uma matriz de correlação, é possível identificar a intensidade e a direção da relação linear entre as variáveis. Esta matriz está expressa na Tabela 5.

Tabela 5: Análise de correlação entre a variável resposta e as variáveis macroeconômicas

	Prêmio	SELIC	IPCA	Tx Desemp	PIB
Prêmio	1,00	-0,63	-0,38	0,66	0,78
Selic		1,00	0,23	-0,45	-0,54
IPCA			1,00	-0,73	-0,50
Tx Desemp				1,00	0,78
PIB					1,00

Visualmente, é possível identificar uma maior correlação da variável resposta prêmio com PIB. Além disso, as variáveis macroeconômicas IPCA e taxa de desemprego também são altamente correlacionadas.

Para identificar e medir a multicolinearidade de maneira formal aplicou-se a análise de fatores de inflação da variância (*em inglês, Variance Inflation Factors – VIF*). Draper e Smith (1998) recomendam que valores de VIF superiores a 10 podem causar problemas na estimação do modelo, confirmando a presença de multicolinearidade. A Tabela 6 apresenta os valores de VIF para as variáveis macroeconômicas.

Tabela 6: Valores de VIF para as variáveis macroeconômicas

	SELIC	IPCA	Tx Desemp	PIB
VIF	1,91	16,37	12,43	1,03

Com os valores de VIF confirmamos a suspeita de multicolinearidade entre as variáveis IPCA e taxa de desemprego. Dado que a variável taxa de desemprego possui maior correlação com a variável resposta, iremos retirar a variável IPCA do modelo final.

3.4 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E MODELO DE REGRESSÃO

Nesta seção será feita a verificação da cointegração e a regressão dos modelos cointegrados. O resultado da análise indicará qual o modelo mais adequado: um VAR

na sua forma original ou na forma de um VAR em um modelo de correção de erro vetorial (VECM), para os casos que há pelo menos uma associação cointegrada.

Conforme verificado na Seção 4.1, todas as séries analisadas são não estacionárias em nível e integradas na mesma ordem. Sendo assim para evitar o problema da regressão espúria, realizou-se o teste de Johansen, desconsiderando a variável IPCA devido ao resultado obtido na análise de correlação acima.

Tabela 7: Resultado do Teste de Johansen para as variáveis

Relação de Cointegração	Valor Crítico		Tau do Teste	Resultado v. crítico 5%
	5%	1%		
Ao menos 3 relações ($r \leq 3$)	9,24	12,97	7,32	Não Rejeita H_0
Ao menos 2 relações ($r \leq 2$)	19,96	24,60	22,30	Rejeita H_0
Ao menos 1 relação ($r \leq 1$)	34,91	41,07	41,64	Rejeita H_0
Nenhuma relação ($r \leq 0$)	53,12	60,16	76,84	Rejeita H_0

Conforme apresentado na Tabela 7, o teste de Johansen demonstrou existência de cointegração, ao rejeitar a hipótese nula de nenhuma, uma e duas relações e aceitar a hipótese de ao menos três relações de cointegração.

Sendo assim, obtém-se o vetor de cointegração normalizado pela variável log do prêmio, descrito na Tabela 8.

Tabela 8: Vetor de cointegração normalizado para a variável log do Prêmio

Log Prêmio	Constante	Log PIB	Tx Desemp	SELIC
1	-8,90	2,17	-0,03	-0,59

Após verificar que há cointegração entre as variáveis é possível estimar o modelo de regressão sem que esta apresente resultados espúrios. Os resultados estão na Tabela 9.

Tabela 9: Resultado da Regressão

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	-3,25	6,69	-0,49	0,6290
Log PIB	1,68	0,51	3,27	<0,005
Tx Desemp	0,02	0,02	1,38	0,17
SELIC	-0,25	0,09	-2,78	<0,005

O R^2 obtido foi 70,8% e o $R^2_{ajustado}$ foi 68,49%. A estatística F (30,71), superior ao p-valor de 2,97e-10 também traz indícios de significância conjunta dos parâmetros. Entretanto, a variável taxa de desemprego não apresentou significância, sendo retirada do modelo. Para garantir que esse novo conjunto de variáveis também são cointegrados, foi aplicado o teste de Johansen. Os resultados estão na Tabela 10.

Tabela 10: Resultado do Teste de Johansen para as variáveis, retirando a variável Taxa de Desemprego

Relação de Cointegração	Valor Crítico		Tau do Teste	Resultado v. crítico 5%
	5%	1%		
Ao menos 2 relações ($r \leq 2$)	9,24	12,97	5,20	Não Rejeita H0
Ao menos 1 relação ($r \leq 1$)	19,96	24,60	15,75	Não Rejeita H0
Nenhuma relação ($r \leq 0$)	34,91	41,07	43,46	Rejeita H0

Novamente verificada a existência de cointegração, ao rejeitar a hipótese de não haver nenhuma relação, obteve-se um novo modelo de regressão, apresentado na Tabela 11.

Tabela 11: Resultado da Regressão, retirando a variável Taxa de Desemprego

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
Intercepto	-9,79	4,77	-2,05	0,04
Log PIB	2,19	0,35	6,13	3,38E-07
SELIC	-0,26	0,09	-2,85	<0,005

O novo R^2 obtido é 69,33%, o $R^2_{ajustado}$ 67,79% e estatística F (44,08) permanece superior ao p-valor de 9,78e-11, indicando que o novo modelo está bem

ajustado. Todos os coeficientes são significativos e as estatísticas corroboram para tal hipótese.

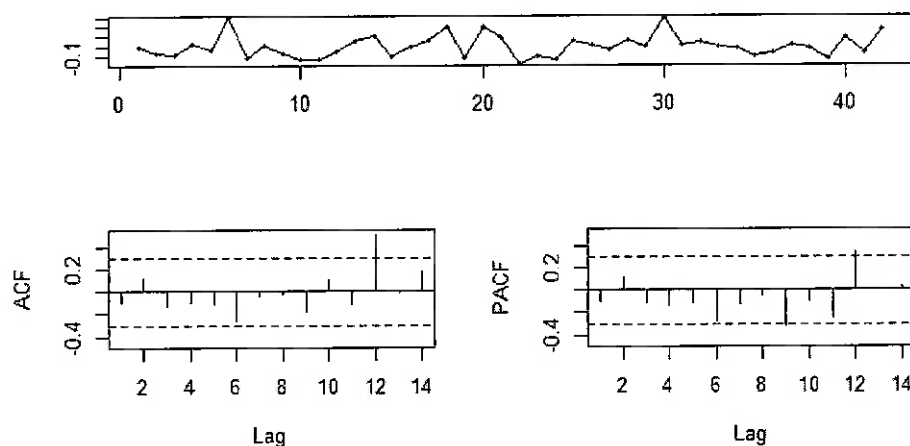
O resultado mostra existência de relação de causalidade positiva com o PIB e negativa com a taxa SELIC. Considerando os resultados anteriores, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do prêmio direto de ramo 71 e determinar a elasticidade do prêmio com relação às variáveis macroeconômicas. A regressão é definida da seguinte maneira:

$$\log(\text{Pr}) = -9,79 + 2,19 * \log(\text{PIB})_t - 0,26 * \text{SELIC}_t \quad (7)$$

Onde t é o mês de referência

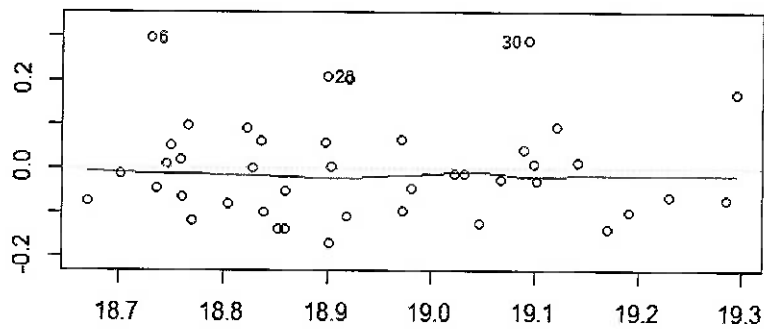
Por fim, vale verificar se o resíduo estimado da regressão apresentada na Equação 7 aparentam se aproximar de um ruído branco. A análise da Figura 17 mostra que a série não apresenta tendência e a função de autocorrelação também tem comportamento aleatório.

Figura 17: Análise dos resíduos da regressão final



Adicionalmente, realizou-se o gráfico de dispersão dos resíduos.

Figura 18: Gráfico de dispersão dos resíduos



O comportamento do gráfico de dispersão dos resíduos para um modelo bem ajustado apresenta os pontos dispersos aleatoriamente em torno de zero, com variância constante. Conforme Figura 18, não há indícios que o modelo possua heterocedasticidade nem falta de linearidade. Sendo assim, pode-se assumir que os resíduos são independentes e igualmente distribuídos, se caracterizando como ruído branco.

4 CONCLUSÕES

Esta monografia analisou o impacto de cinco das principais variáveis macroeconômicas com o prêmio direto de seguro do ramo de Riscos Diversos. A previsibilidade desse indicador é fundamental para o mercado de seguros, pois, além de prever o montante de faturamento, fornece insumos para gerir outros indicadores, como o índice de sinistralidade por exemplo. Em consequência, possibilita-se um maior gerenciamento da precificação, determinando se o prêmio cobrado está de acordo com o comportamento esperado do produto para o cenário atual ou se há necessidade de modificá-lo, o que justifica o trabalho.

O crescimento econômico e o desenvolvimento financeiro impulsionam a demanda por seguros, retroalimentando a atividade econômica, por isso a escolha das variáveis PIB, IPCA, SELIC e taxa de desemprego.

Com o objetivo de confirmar a hipótese inicial de impacto de longo prazo entre a variável resposta e as variáveis macroeconômicas, primeiramente testou-se a estacionariedade das variáveis estudadas. Através do teste de Dickey-Fuller Aumentado e análise dos resíduos, todas elas mostraram possuir raiz unitária e serem todas integradas de mesma ordem, $I(1)$. Ademais, para evitar a multicolinearidade na regressão, retirou-se a variável IPCA por apresentar alta correlação com a taxa de desemprego e menor correlação com a variável resposta.

Utilizou-se o teste de cointegração de Johansen que confirmou a relação de longo prazo entre as séries, permitindo que o modelo seja estimado sem ocorrer regressão espúria. Entretanto, a variável taxa de desemprego não apresentou valores significativos, com p-valor acima de 0,5, sendo retirada do modelo.

Concluiu-se que a relação de causalidade da variável resposta prêmio direto é positiva em 2,19 unidades com o PIB e negativa em 0,26 com a taxa SELIC.

Para estudos futuros, sugere-se definir o modelo VAR ou VECM mais adequado. Seria interessante também testar outras variáveis macroeconômicas que possam apresentar maior correlação e ser cointegrada com a variável resposta.

5 REFERÊNCIAS

ABDEL-AAL, R. E.; AL-GARNI, A. Z. **Forecasting monthly electric energy consumption in eastern Saudi Arabia using univariate time-series analysis**. *Energy*, v. 22, n. 11, p. 1059-1069, 1997.

ANDERSON, Duncan et al. **A practitioner's guide to generalized linear models**. Casualty Actuarial Society Discussion Paper Program, p. 1-116, 2004.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis forecasting and control**. San Francisco: HoldenDay, 1976. Edição revisada.

BRASIL. Superintendência de Seguros Privados. **Circular Susep Nº 395, de 2009**. "Estabelece a codificação dos ramos de seguro e dispõe sobre a classificação das coberturas contidas em planos de seguro, para fins de contabilização".

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge University Press, 2014.

CARNEIRO, Francisco G.; FARIA, Joao Ricardo. Causality between the minimum wage and other wages. **Applied Economics Letters**, v. 4, n. 8, p. 507-510, 1997.

CARNEIRO, Luiz Augusto Ferreira. **Planos de Saúde: aspectos jurídicos e econômicos**. Rio de Janeiro: Forense, 2012.

CONTADOR, C. R.; FERRAZ, C. B. **Insurance and Economic Growth: some International evidences**. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*, Rio de Janeiro, Brasil, v. 1, n. 1, p.41-78,2007

Draper, N. R.; Smith, H. **Applied Regression Analysis**, 3a. edição. John Wiley and Sons, EUA, 706 p, 1998.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing**. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 251-276, 1987.

FAVA, Vera Lúcia et al. **Manual de econometria**. Vasconcelos, MAS; Alves, D. São Paulo: Editora Atlas, 2000.

FERREIRA, Paulo Pereira. **Modelos de precificação e ruína para seguros de curto prazo**. Funenseg, 2005.

FMI. (2016). **Global financial stability report**. Washington, DC 20090, U.S.A.: International Monetary Fund, Publications Services. Acesso em 2018

FRANSES, Philip Hans. **Time series models for business and economic forecasting**. Cambridge University Press, 1998.

FUNENSEG. **Dicionário de Seguros - 3ª Edição**. Rio de Janeiro: Fundação Escola Nacional de Seguros, 2011.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. Hampstead: Prentice Hall, 1995

HARVEY, Andrew C. **Forecasting, Structural Time Series Analysis, and the Kalman Filter**. 1989.

HOLSBOER, J.H. **The Impact of Low Interest Rates on Insurers**. The Geneva Papers On Risk and Insurance. Vol. 25 No 1, p.38-58. 2000

IPEADATA. Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 01 jul. 2018

JOHANSEN, S. **Statistical Analysis of Cointegrating Vectors**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n. 2-3, 1988. pp. 231- 254.

Kendall, M.G. e Stuart, A. **The Advanced Theory of Statistics**, Charles Griffin Publishers, Nova York, 1961.

LEVINE, R.: **Financial development and economic growth: views and agenda**. Journal of Economic Literature, v.35, n.2, p.688-726, June 1997 41

LITTERMAN, R. **Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions** Federal Reserve Bank of Minneapolis. Working Paper No. 15, 1979.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2 ed., 1993.

MENDONÇA, Antônio Penteado. **Mutualismo**. Disponível em: <<http://sindsefsp.org>>. Acesso em: 08 jan. 2018

MORETTIN, Pedro Alberto. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**, 2011.

MORETTIN, P. A., TOLÓI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006. 538 p.

NELSON, C. R. **Applied time series analysis for managerial forecasting**. San Francisco: Holden- Day, 1973.

ONO, Fábio Hideki et al. **Conversibilidade da conta de capital, taxa de juros e crescimento econômico: uma avaliação empírica da proposta de plena conversibilidade do real**, 2005.

PELLEGRINI, Fernando R.; FOGLIATTO, F. **Estudo comparativo entre modelos de Winters e de Box-Jenkins para a previsão de demanda sazonal**. Revista Produto & Produção, v. 4, p. 72-85, 2000.

Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio. Disponível em: <<http://sindsefsp.org>>. Acesso em: 08 jan. 2018

Relatório Mensal de Acompanhamento do Mercado Supervisionado. Julho de 2018. Disponível em: < <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em 10 fev. 2018.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and Reality.** *Econometrica*, v. 48, n. 1, pp. 1-48, 1980.

SIMS, Christopher A. **Money, income, and causality.** *The American economic review*, p. 540-552, 1972.

STEVENSON, W. J. **Estatística aplicada à administração.** São Paulo: Harbra, 2001. 495 p.

Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). Anuário da SUSEP 1997. Disponível em: < <http://www.susep.gov.br/> >. Acesso em: 08 jan. 2018

SWISS RE, SIGMA No 3. 2013. Disponível em <www.swissre.com/sigma/>. Acessado em: 01 jul. 2018

VERBEEK, M. **A Guide to Modern Econometrics.** JohnWiley& Sons, 2008.

VILANOVA, Wilson. **Matemática Atuarial.** São Paulo: Pioneira, 1969.