Modelagem estatística dos prêmios do seguro rural[1]

Andréia Cristina de Oliveira Adami[2]
Vitor Augusto Ozaki[3]

Resumo – O Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural é um dos principais incentivos governamentais ao desenvolvimento do seguro rural no País. Em geral, os recursos alocados ao programa são estimados no Plano Trienal do Seguro Rural (2010–2012) e orçados no ano anterior ao ano de exercício, de acordo com os interesses do governo. O problema é que, desde 2009, os recursos orçados têm sido menores do que aqueles estimados no Plano Trienal, desacelerando, assim, o desenvolvimento do seguro. O estudo propõe o uso de metodologias estatísticas para prever o comportamento dos prêmios diretos e, com isso, calcular o montante adequado de subvenção. Os resultados mostram que os valores alocados ao PSR, em 2011, serão insuficientes para manter a tendência de crescimento do seguro rural. Em consequência disso, o mercado vai sofrer um retrocesso, passando a situar-se em valores menores que os de 2009. Por conseguinte, haverá necessidade de uma suplementação orçamentária ao programa, para o ano de 2011. E um grande esforço político também terá de ser requisitado para aumentar as dotações orçamentárias ao PSR nos anos subsequentes, de forma a evitar a estagnação do mercado e o desamparo de uma grande quantidade de produtores expostos aos problemas decorrentes das intempéries climáticas.

Palavras-chave: modelos lineares, modelos não lineares, previsão, subvenção.

Statistical modelling of rural insurance

Abstract – The Program for Rural Insurance Premium is the main government incentives to develop the rural insurance in the country. In general, allocated resources to the program are estimated in the three-year plan (2010-2012), and budgeted in the precedent year exercise in according to the government interest. Since 2009, the budgeted resources are lower than those estimated in the three-year plan slowing the development of the rural insurance. This study proposes use of statistical methods to predict the premiums behavior and calculate the appropriate grant. The results show that the value allocated to the PSR in 2011, will be insufficient to maintain the growth trend of rural insurance. Instead, the market will suffer a setback in reaching lower values than in 2009. In this

[1] Original recebido em 6/10/2011 e aprovado em 15/10/2011.

[2] Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Esalq/USP. E-mail: adami@cepea.org.br

[3] Prof. Dr. pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Esalq/USP. E-mail: vitorozaki@yahoo.com.br

sense, it is necessary to supplement the program budget for the year 2011 and a major political effort to increase budget allocations to the PSR in subsequent years to avoid the market stagnation and the helplessness of a large number of producers in face of bad weather conditions.

Keywords: linear models, nonlinear models, forecasting, grants.

Introdução

Atualmente, o seguro rural é o principal instrumento privado de gestão de risco utilizado pelos produtores rurais e pelas empresas do agronegócio no País. O crescimento do mercado de seguro rural ocorreu após a criação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), em 2003. Até então, a demanda era relativamente baixa por causa do elevado valor do prêmio do seguro.

Apesar de sua importância, o PSR enfrenta problemas que necessitam de solução. Um dos principais refere-se à falta de uma metodologia para definir o montante de recursos alocado ao programa. Em 2010, por exemplo, o orçamento inicial estava previsto em R$ 238 milhões, mas foram liberados apenas R$ 190 milhões. O corte nos recursos foi prejudicial ao desenvolvimento do mercado, na medida em que o aumento do número de contratações está diretamente relacionado à ampliação do orçamento do programa. A incerteza na definição do montante de recursos a serem liberados dificulta sobremaneira a tomada de decisão por parte do mercado. O que se sabe ao certo é o limite máximo de recursos orçamentários alocados ao PSR, que está definido no Plano Trienal do Seguro Rural (R$ 451 milhões para 2010, R$ 570 milhões para 2011 e R$ 680 milhões para 2012).

Nesse contexto, a contribuição do estudo baseia-se em analisar metodologias econométricas alternativas para a previsão dos prêmios do seguro agrícola, para o período correspondente de maio de 2011 a abril de 2012. Com isso, substitui-se um critério subjetivo de definição do total de recursos para subvenção, com possíveis interesses político-partidários, por um critério objetivo com base em métodos quantitativos. Dessa forma, após a previsão dos prêmios, será possível estimar o volume de recursos para o PSR no ano de 2011 e 2012. Para isso, pressupõe-se que o percentual de subvenção seja a média dos últimos 5 anos.

O seguro rural no Brasil

Conquanto o seguro rural no Brasil seja uma reivindicação relativamente antiga do setor agropecuário, até 2003 esse seguro pouco tinha evoluído, principalmente por conta do elevado valor do prêmio cobrado pelas seguradoras.

O Decreto-Lei nº 73/1966 (BRASIL, 1966), que dissolveu a Companhia Nacional de Seguro Agrícola (CSNA), também constituiu o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR). Além disso, atrelou o seguro rural ao financiamento das instituições financeiras ligadas ao Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), determinou que as operações de seguro rural ficassem isentas de qualquer tipo de tributação federal e instituiu o Sistema Nacional de Seguros Privados, constituído pelo Conselho Nacional de Seguros Privados (CNSP), pela Superintendência de Seguros Privados (Susep), pelo Instituto de Resseguros do Brasil (IRB), por sociedades autorizadas a operar em seguros privados e por corretores habilitados. Desde então, as operações de seguro agrícola concentraram-se na Companhia de Seguros do Estado de São Paulo (Cosesp) até meados de 2004, quando a carteira agrícola foi encerrada em razão do processo de privatização da empresa. Apesar da importância da Cosesp na gestão do risco, principalmente dos produtores rurais do Estado de São Paulo, muitas regiões agrícolas não eram cobertas pelo seguro privado. Em muitas dessas regiões, os produtores utilizavam o Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro)[4].

[4] O Proagro é um instrumento de política agrícola, que garante ao produtor um valor complementar para pagamento do custeio agrícola, em casos de ocorrência de fenômenos naturais, pragas e doenças que atinjam bens, rebanhos e plantações. Não se enquadra como um produto de seguros.

Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR)

Em 2003, o governo voltou a aumentar a participação no seguro rural, por meio da Lei nº 10.823 (BRASIL, 2003). Entre outras atribuições, essa lei criou o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), com o objetivo de reduzir o prêmio do seguro pago pelos produtores rurais.

A criação do PSR foi a primeira iniciativa de impacto do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), por meio do Departamento de Gestão de Risco Rural (Deger), no sentido de criar condições para o desenvolvimento do seguro rural, nos últimos anos. Apesar de a Lei nº 10.823 ter sido sancionada em 2003, sua regulamentação ocorreu apenas em 2004, por intermédio do Decreto nº 5.121 (OZAKI, 2010). Para o ano de 2005, os percentuais e os limites de subvenção foram determinados pelo Decreto nº 5.514/2005 (Tabela 1).

O Decreto nº 5.514/2005 foi revogado pelo Decreto nº 5.782/2006, que fixou novos limites e patamares de subvenção para o ano de 2006. O novo decreto incluiu outras culturas, além das modalidades pecuária, florestal e aquícola. Ainda em 2006, foi sancionado o Decreto nº 6.002, que fixou os percentuais para o triênio 2007 a 2009 (Tabela 2). As culturas elegíveis ao PSR permaneceram as mesmas de 2006 para o triênio 2007–2009; a única diferença foi o aumento do percentual dos grupos 3 e 4, para 50% e 40%, respectivamente.

Tabela 1. Percentuais e limites de subvenção para o ano de 2005.

Cultura	Subvenção (%)	Limite por produtor (R$)
Algodão	40	7.000
Arroz irrigado	30	
Feijão	50	
Milho	40	
Milho (segunda safra)	40	
Soja	30	
Trigo	40	
Maçã	30	12.000
Uva	30	

Fonte: Brasil (2008).

Apesar de existirem oito modalidades para o seguro rural, apenas quatro delas participam do PSR. São elas: agrícola, pecuário, aquícola e florestal. Para cada uma dessas modalidades, os planos trienais determinam os percentuais de subvenção para o período. A Tabela 3 resume os resultados do PSR, de 2005 a 2009. Percebe-se que o número de produtores participantes do PSR passou de 849, em 2005, para 56.306, em 2009. Por sua vez, o capital segurado aumentou de R$ 126,6 milhões, em 2005, para quase R$ 10 bilhões, em 2009. Área segurada e prêmio arrecadado pelo mercado também apresentaram um crescimento elevado durante o período. Esse crescimento foi possível em razão do aumento dos recursos públicos alocados ao PSR. Verifica-se que os recursos utilizados pelo mercado aumentaram de R$ 2,3 milhões, em 2005, para quase R$ 260 milhões, em 2009.

O PSR é fundamental para o desenvolvimento do mercado na medida em que reduz o preço do seguro. Algumas implicações diretas desse fato são o aumento da demanda pelos produtores rurais e o melhor gerenciamento do risco por parte das empresas seguradoras, na medida em que há uma maior pulverização do risco em diversas regiões do País. A Tabela 4 apresenta os percentuais de subvenção previstos no orçamento do governo para o triênio 2010–2012.

Para o triênio 2010–2012, os valores máximos de subvenção ao prêmio do seguro rural, por beneficiário (pessoa física ou jurídica), em cada ano civil, foram estabelecidos em:

a) Modalidade agrícola: R$ 96.000,00.

b) Modalidades pecuário, florestal e aquícola: R$ 32.000,00 (para cada uma delas).

Tabela 2. Percentuais e limites de subvenção para o ano de 2006 e para o triênio 2007–2009.

Grupo	Cultura	Subvenção (%)		Limite por produtor (R$)
		2006	2007–2009	
1	Feijão, milho (segunda safra) e trigo	60		32.000,00
2	Algodão, arroz, aveia, canola, centeio, cevada, milho, soja, sorgo e triticale	50		
3	Maçã e uva	40	50	
4	Abacaxi, alface, alho, ameixa, amendoim, batata, berinjela, beterraba, café, cana-de-açúcar, caqui, cebola, cenoura, couve-flor, figo, girassol, goiaba, kiwi, laranja, limão e demais cítricos, morango, nectarina, pepino, pera, pêssego, pimentão, repolho, tomate e vagem	30	40	
	Pecuário	30		
	Florestal	30		
	Aquícola	30		

Fonte: Brasil (2008).

Tabela 3. Resultados do PSR, de 2005 a 2009.

Ano	2005	2006	2007	2008	2009
Número de apólices	849	21.779	31.637	60.120	72.737
Número de produtores	849	16.653	27.846	43.642	56.306
Subvenção concedida	2.314.919	31.122.161	60.961.992	157.544.950	259.610.965
Área segurada	68.148	1.560.549	2.276.245	4.762.902	6.669.296
Capital segurado	126.637.756	2.869.326.074	2.706.036.105	7.209.176.951	9.684.244.863
Prêmio arrecadado	8.684.372	71.119.310	127.741.170	324.744.319	477.785.800

Fonte: Brasil (2011).

O produtor pode receber a subvenção para mais de uma modalidade, desde que o somatório do benefício não ultrapasse o valor máximo de R$ 192.000,00, por ano civil (BRASIL, 2009). Não obstante, ele poderá contratar o seguro rural utilizando recursos da subvenção ao prêmio para a mesma atividade na qual tenha operação de crédito enquadrada no Proagro, desde que as lavouras sejam implantadas em áreas diferentes.

Ressalta-se que os recursos disponibilizados para o PSR são orçados no ano anterior, com base nas expectativas das seguradoras da demanda para subvenção por produto e modalidade de seguro rural. Dessa forma, os recursos

Tabela 4. Percentuais e limites de subvenção para o triênio 2010–2012.

Modalidade de seguro	Grupos de culturas	Subvenção (%) 2010–2012	Limite por produtor (R$)
Agrícola	Feijão, milho segunda safra e trigo	70	96.000,00
	Ameixa, aveia, canola, caqui, cevada, centeio, figo, kiwi, linho, maçã, nectarina, pera, pêssego, sorgo, triticale e uva	60	
	Algodão, arroz, milho e soja	50	
	Abacate, abacaxi, abóbora, abobrinha, alface, alho, amendoim, atemoia, banana, batata, berinjela, beterraba, cacau, café, caju, cana-de-açúcar, cebola, cenoura, cherimoia, chuchu, couve-flor, ervilha, escarola (chicória), fava, girassol, goiaba, graviola, jiló, laranja, lichia, lima, limão e demais cítricos, mamão, mamona, mandioca, manga, maracujá, melancia, melão, morango, pepino, pimentão, pinha, quiabo, repolho, sisal, tangerina, tomate, vagem e demais hortaliças e legumes	40	
Pecuário		30	32.000,00
Florestal		30	
Aquícola		30	

Fonte: Brasil (2009).

orçados em 2004 e utilizados em 2005 foram da ordem de R$ 10 milhões. Porém, apenas R$ 2,3 milhões foram demandados pelo mercado. Na Figura 1, mostra-se a evolução dos recursos orçados e os gastos efetivos.

Percebe-se que tanto os recursos alocados ao PSR quanto os gastos efetivos crescem ano a ano, desde 2005 (Figura 1). Até 2008, os recursos foram suficientes para cobrir a demanda do mercado. Em 2009, no entanto, a demanda superou os recursos disponibilizados pelo governo, em R$ 90 milhões, em virtude do atraso do pagamento da subvenção às seguradoras. Apesar de o governo ter sancionado a lei para a liberação dos recursos, ainda assim, o orçamento inicial de R$ 238 milhões foi reduzido para R$ 190 milhões.

Conforme se vê, o seguro agrícola massifica-se, principalmente em virtude do aumento dos recursos para subvenção. Quanto maiores forem as dotações de recursos, mais produtores serão beneficiados pelo programa, em razão da redução do preço do seguro. Por sua vez, cortes ou reduções nos recursos do PSR significarão um retrocesso no desenvolvimento do seguro agrícola. Assim, cumpre prever qual será a demanda potencial do mercado no próximo ano e definir, na Lei Orçamentária Anual do ano corrente, o total de recursos destinados ao programa, limitado, naturalmente, ao máximo permitido no Plano Trienal do Seguro Rural.

Metodologia

Modelos ARIMA

Os modelos ARIMA (Autorregressivo Integrado de Média Móvel) foram inicialmente formulados por Box e Jenkis (1976). Essa metodologia consiste em ajustar modelos autorregres-

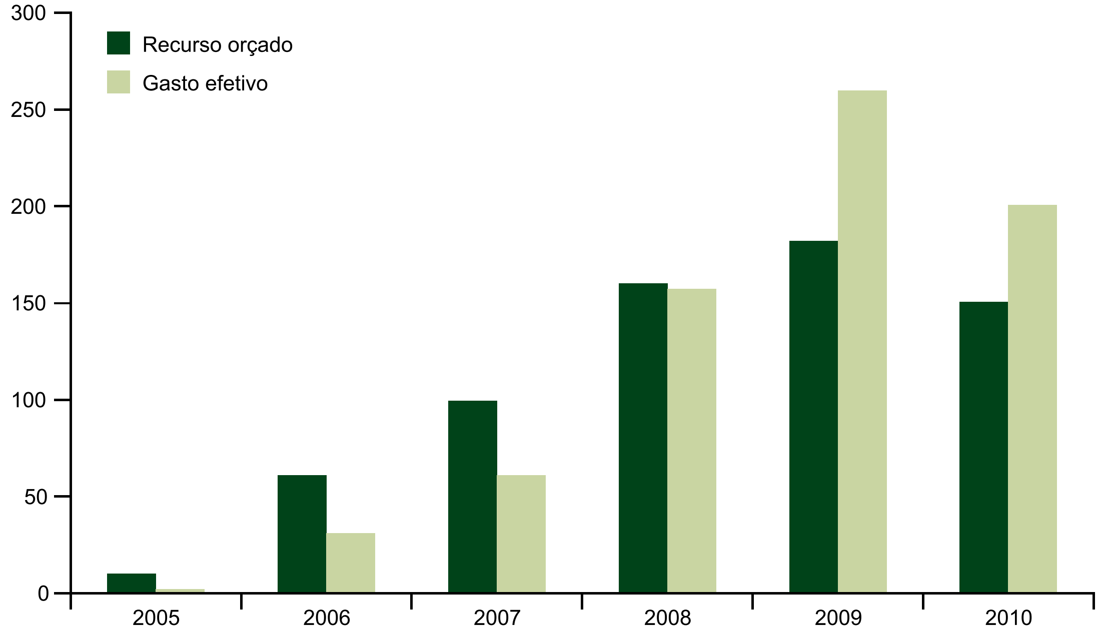

Figura 1. Evolução dos recursos liberados e gastos efetivos, no período de 2005 a 2010, em milhões de reais.

Fonte: Brasil (2010).

sivos integrados e de média móvel (ARIMA) (p, d, q). É possível que uma série não estacionária possa tornar-se estacionária, diferenciando-a um certo número de vezes. Assim, uma série temporal não estacionária pode ser modelada a partir de d diferenciações, pela inclusão de componentes autorregressivos (AR) e de média móvel (MA). Diz-se, então, que, numa série sem componente determinístico, representada por um processo ARIMA, estacionária e invertível, tornando-se estacionária após d diferenças, essa série é integrada de ordem $d – I(d)$. Portanto, um processo Z_t pode ser descrito por meio da modelagem ARIMA (p, d, q) como

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Z_t = \theta_q(B)a_t \qquad (1)$$

Na equação (1), $\phi_p(B) = 1 - \phi B - \ldots - \phi_p B^p$ é o operador autorregressivo de ordem p AR(p); $\theta_q(B) = 1 - \theta B - \ldots - \theta_q(B)^q$ é o operador de média móvel de ordem q MA(q); a_t é um termo de ruído branco,

em que

$E(a_t) = 0 \ \forall t.$

$\mathrm{Var}\ (a_t) = \sigma^2 \ \forall t.$

$\mathrm{COV}\ (a_t, a_s) = 0$ para $s \neq t$.

d é a ordem de integração da série.

Os modelos ARIMA (p, d, q) descrevem adequadamente processos lineares estacionários, processos lineares não estacionários homogêneos e processos de memória longa, e podem ser generalizados pela inclusão de um operador sazonal (SARIMA).

A construção do modelo é baseada num ciclo iterativo, no qual a escolha da estrutura do modelo é baseada nos próprios dados. As etapas utilizadas no trabalho compõem a identificação do modelo, incluindo: o teste de raiz unitária, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (DICKEY; FULLER, 1979, 1981; ENDERS, 2004; FULLER, 1976). Para se determinar o número de defasagens (p), alguns critérios, como de Akaike (Akaike Information Criterion – AIC) e de Schwarz (Schwartz Bayesian Criterion – SBC) e o teste Q de L-Jung e Box, são ferramentas importantes. A estimação foi realizada pelo método da máxima verossimilhança. Para o propósito de previsão, deve-se escolher o modelo que fornecer o menor erro quadrático médio de previsão.

Para isso, optou-se pela validação cruzada com doze observações a menos.

Sazonalidade estocástica

Quando a série Z_t exibe comportamento sazonal, com defasagens em períodos múltiplos de *s*, há que se considerar que a série apresente sazonalidade estocástica, podendo-se ajustar à série original um modelo ARIMA sazonal ou SARIMA. Nesse caso, no modelo $Z_t = \mu_t + N_t$, pode ser apropriado considerar μ_t como um processo estocástico satisfazendo (MORETTIN; TOLOI, 2006)

$$(1 - B^{12})\mu_t = Y_t \tag{2}$$

Na equação (2), Y_t é um processo estacionário. Aplicando-se o operador $(1 - B^{12})$ na equação inicial, obtemos a equação (3):

$$(1 - B^{12})Z_t = (1 - B^{12})\mu_t + (1 - B^{12})N_t \tag{3}$$

que, de acordo com a equação (2), fica: $(1 - B^{12})Z_t = Y_t + (1 - B^{12})N_t$, com $\varphi_Y(B)Y_t = \varphi_Y(B)a_t$ e $\varphi_N(B)N_t = \varphi_N(B)e_t$, em que a_t e e_t são ruídos brancos independentes.

A equação (3) é equivalente à equação (4):

$$(1 - \Phi_1 B^{12} - \ldots - \Phi_P B^{12P})(1 - B^{12})^D Z_t =$$

$$= (1 - \Theta_1 B^{12} - \ldots - \Theta_Q B^{12Q})\alpha_t \text{ , ou}$$

$$\Phi(B^{12})\,\Delta_{12}^{D} Z_t = \Theta(B^{12})\,\alpha_t \tag{4}$$

Na equação (4), $\Phi(B^{12}) = 1 - \Phi_1 B^{12} - \ldots - \Phi_P B^{12P}$ é o operador autorregressivo sazonal de ordem *P*, estacionário; $\Theta(B^{12}) = 1 - \Theta_1 B^{12} - \ldots - \Theta_Q B^{12Q}$ é o operador de médias móveis sazonal de ordem *Q*, invertível; $\Delta_{12} = (1 - B^{12})$ é o operador de diferença sazonal; em que $\Delta_{12}^{D} = (1 - B^{12})^D$, *D* indica o número de diferenças sazonais; e, α_t o ruído. Se o processo α_t satisfaz um modelo ARIMA (*p, d, q*), então

$$\varphi(B)\alpha_t = \theta(B)a_t \tag{5}$$

Na equação (5), $\varphi(B) = (1 - B)^d \phi(B)$ e a_t é um processo de ruído branco. Então, Z_t satisfaz o modelo

$$\phi(B)\,\Phi(B^{12})(1 - B^{12})^D(1 - B)^d Z_t = \theta(B)\Theta(B^{12})\,a_t \tag{6}$$

Na equação (6), $\theta(B) = (1 - \theta_1 \mathrm{B} - \ldots - \theta_q B^q)$, $\phi(B) = (1 - \phi_1 \mathrm{B} - \ldots - \phi_p B^p)$, e os demais polinômios conforme identificados na equação (4). O modelo descrito na equação (6) é denominado ARIMA Sazonal Multiplicativo (SARIMA) de ordem $(p, d, q) \times (P, D, Q)_{12}$.

Modelos ARIMA com covariáveis – ARIMAX

O modelo ARIMAX baseia-se em um modelo ARIMA em que são incluídas variáveis explicativas ou covariáveis. Como variável explicativa, pode-se utilizar uma variável binária, de modo a isolar períodos atípicos, ou, então, separar os dados em diferentes períodos, para testar, por exemplo, o impacto de intervenções. Para aplicações dos modelos ARIMAX, ver Cryer e Chan (2008). Na equação (7), Z_t é a série temporal em estudo; a_t é o termo de erro aleatório; x_t é a covariável no tempo *t*; e β é o coeficiente estimado.

$$Z_t = \beta x_t + \phi_1 Z_{t-1} + \ldots + \phi_p Z_{t-p} - \theta_1 a_{t-1} - \ldots - \theta_q a_{t-q} + a_t \tag{7}$$

Neste trabalho, utilizou-se uma variável binária para captar os problemas ocorridos na contratação dos seguros, com relação ao não repasse dos recursos da subvenção às seguradoras, em outubro, novembro e dezembro de 2009 e de 2010.

Modelos não lineares

Se a série exibe períodos de variância crescente e está correlacionada com o tempo, a série exibe volatilidade e ocorre heteroscedasticidade condicional. Nesses casos, a variância não condicional (longo prazo) pode ser constante, mas, para certos períodos de grande incerteza, a variância condicional pode apresentar grandes alterações por curtos períodos.

Há diversos métodos paramétricos para estimar a variância das séries com o objetivo de substituir a hipótese de que essa seja constante ao longo do tempo; por exemplo, os modelos ARCH (Autorregressivo com Heterocedasticia Condicional) e GARCH (ARCH Generalizado).

Um exemplo desses modelos de heterocedasticia condicional foi proposto por Engle (1982):

$$\varepsilon_t = v_t\sqrt{\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2} \tag{8}$$

Na equação (8), v_t é um processo de ruído branco, tal que $\sigma_v = 1$; v_t e ε_{t-1} são independentes um do outro; e α_0 e α_1 são constantes, tal que: $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_1 < 1$. Portanto, ε_t segue as seguintes propriedades – equação (9):

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t] &= E[v_t(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}] \\ &= E[v_t]\times E[\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2]^{1/2} = 0 \end{aligned} \tag{9}$$

Com $E[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}] = 0$ para todo $i \neq 0$. Então – equação (10):

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t^2] &= E[v_t^2(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2)] \\ &= E[v_t^2]\times E[\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2] \end{aligned} \tag{10}$$

Ou seja, a sequência ε_t mantém as seguintes propriedades: média zero e são não correlacionados. Como $\sigma_v^2 = 1$, a variância não condicional de ε_t é idêntica à de ε_{t-1}, isto é, $E[\varepsilon_t^2] = E[\varepsilon_{t-1}^2]$, e a variância não condicional fica

$$E[\varepsilon_t^2] = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \tag{11}$$

Como os erros são independentes, a média condicional é zero, mas, como $E[v_t^2] = 1$, a variância condicional fica condicionada aos valores históricos passados da série:

$$E[\varepsilon_t^2 \mid \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2},\ldots] = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 \tag{12}$$

A variância de ε_t é dependente dos valores realizados de ε_{t-1}. Se os valores realizados de ε_{t-1}^2 forem grandes, a variância de ε_t será grande também. Essa é uma característica de um modelo ARCH (1).

Nos modelos ARCH, a estrutura do erro é tal que a média condicional e a não condicional são zero. Porém, a variância condicional é um processo autorregressivo, resultante dos erros condicionalmente heteroscedásticos. Nesse caso, a heteroscedasticia condicional de ε_t resultará em heteroscedasticia na variável dependente. Assim, um modelo ARCH é capaz de captar períodos de tranquilidade e de alta volatilidade na série de volatilidade.

Bollerslev (1986), por intermédio do trabalho de Engle (1982), mostra como a variância condicional pode seguir um processo ARMA.

Seja o processo de erro conforme representado pela equação (13):

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \tag{13}$$

Na equação (13), $\sigma_v^2 = 1$ e, $h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j h_{t-j}^2$. Como v_t é um ruído branco, as médias condicional e não condicional são zero, e a variância condicional de ε_t é dada por $E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = h_t$. Assim, a variância condicional de ε_t é um processo ARMA, dado pela expressão h_t. Portanto, um modelo GARCH é um modelo ARCH generalizado (p, q) – GARCH (p, q) –, que permite movimentos autorregressivo e de média móvel na variância heteroscedástica condicional. O benefício de usar um modelo GARCH é que talvez haja um modelo GARCH mais parcimonioso, que possa representar um modelo ARCH de alta ordem, facilitando a identificação e a estimação.

Um ponto importante nos modelos GARCH é que a variância condicional dos distúrbios na variável dependente constitui um processo ARMA. Similarmente ao que ocorre na identificação dos modelos ARIMA aplicados à média, espera-se que os resíduos do modelo ARMA para a variância condicional (ARCH, GARCH) auxiliem a identificar o modelo – definição dos termos autorregressivos e de média móvel.

Se o modelo para a variável dependente foi corretamente especificado, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial devem indicar um processo de ruído branco (série estacionária). Para a identificação dos termos (*p, q*) do modelo GARCH, a função de autocorrelação dos quadrados dos resíduos pode auxiliar a identificar a ordem do processo. Assim, se exisse um modelo de heteroscedasticia condicional, o correlograma da equação (13) indicaria esse processo. A estatística Q de Ljung-Box pode ser usada para testar grupos de coeficientes significativos.

$$Q = T(T+2)\sum_{i=1}^{n}\rho_i / (T-i) \tag{14}$$

A estatística Q tem distribuição assintótica χ^2 com n graus de liberdade se a sequência ε_t^2 é serialmente não correlacionada. Rejeitar a hipótese nula (H_0) de que ε_t^2 é serialmente não correlacionado equivale a rejeitar a hipótese nula de que não existem erros ARCH ou GARCH. Na prática, consideram-se valores de n até $T/4$.

Engle (1982) propôs o teste formal do multiplicador de Lagrange para erros ARCH. A metodologia envolve dois passos: a) usar mínimos quadrados ordinários (MQO) para estimar a equação de regressão mais apropriada, ou modelo ARMA, e obter os ε_t^2; b) ajustar a seguinte regressão para o erro quadrado estimado:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2\hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \ldots + \alpha_q\hat{\varepsilon}_{t-q}^2 \tag{15}$$

Se não existir efeitos ARCH/GARCH, os valores estimados de $\alpha_1 \ldots \alpha_q$ serão zero. Então, a regressão terá pouco poder explanatório, e o coeficiente de determinação R^2 será baixo. Com uma amostra de T resíduos, sob a hipótese nula de inexistência de erros ARCH, a estatística teste TR^2 converge para uma distribuição χ^2 com q graus de liberdade.

Se TR^2 é grande, a rejeição da hipótese nula de que $\alpha_1 \ldots \alpha_q = 0$ é equivalente a rejeitar a hipótese nula de que não há erros ARCH. Por outro lado, se TR^2 é baixo, aceita-se H_0. Em pequenas amostras, o teste F tem-se mostrado superior ao teste χ^2. Portanto, pode-se usar o teste F, comparando o valor amostral com o valor F tabelado com q graus de liberdade no numerador e $T-q$ graus de liberdade no denominador.

O modelo GARCH pressupõe que a variância da volatilidade siga um processo previsível. Pode-se estimar e prever a variância condicional de um modelo Heterocedástico Autorregresivo Generalizado (GARCH) (1,1). Dado que $\varepsilon_t = v_t\sqrt{h_t}$, a relação entre ε_t^2 e h_t será dada pela equação (16):

$$\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t \tag{16}$$

Como $E[v_t^2] = E_{t-1}[v_t^2] = 1$, tem-se que a variância condicional da sequência ε_t será: $E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = h_t$. Então, $E_{t-1}[\varepsilon_t^2] = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$. Ou seja, a variância condicional depende da inovação mais recente e da variância condicional anterior.

No modelo GARCH (1,1) a variância condicional é dada por h_t. A média incondicional é zero, e a variância incondicional pode ser encontrada estabelecendo-se que $E_{t-1}[\varepsilon_{t-1}^2] = h_t = h_{t-1} = h$. Então, tem-se que – equação (17):

$$h = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1} \tag{17}$$

Para que o modelo seja estacionário, a soma dos parâmetros $\alpha_1 + \beta_1$ deve ser menor que um. Essa soma é denominada persistência. Se $\alpha_1 + \beta_1 \geq 1$, deve-se ajustar um modelo IGARCH.

Modelo estrutural

Uma classe geral desses modelos, denominados modelos de espaço de estados ou modelos lineares dinâmicos, foi introduzida por Kalman (1960). Na forma estrutural, o modelo de espaço de estados é um modelo que permite verificar a variabilidade nas componentes nível, tendência e sazonalidade. A seleção de um modelo na metodologia de modelos estruturais, ao contrário da metodologia Box e Jenkins, dá menor ênfase à análise dos correlogramas de transformações da série original e maior ênfase ao conhecimento da série, em que uma inspeção gráfica pode sugerir uma possível tendência nos dados. Porém, após a estimação, pode-se fazer testes residuais, do mesmo modo que nos modelos ARIMA, e o teste de Ljung-Box, por exemplo, pode ser aplicado aos resíduos do modelo, com o número de graus de liberdade igual ao número de autocorrelações utilizadas, menos o número de hiperparâmetros estimados.

Os principais modelos estruturais são: modelo de nível local, modelo de tendência local, modelo com tendência local e componente sazonal, e modelo com ciclo (MORETTIN; TOLOI, 2006). Todo modelo de séries temporais q dimensionais tem representação em espaço de estados, que relaciona o vetor de observações $\{Y_t\}$ e o vetor de ruídos $\{v_t\}$, por meio de um processo de Markov $\{X_t\}$, p dimensional, denominado vetor de estados. Então, o modelo de espaço de estados fica

$$Y_t = A_t X_t + v_t \tag{18}$$

$$X_t = G_t X_{t-1} + w_t,\ t = 1, \ldots, N \tag{19}$$

As duas equações (18) e (19) definem o modelo de espaço de estados,

em que:

A_t é a matriz do sistema, de ordem $(q \times p)$.

v_t é o ruído da observação, de ordem $(q \times 1)$, não correlacionado, com média zero e matriz de covariâncias R.

G_t é a matriz de transição, de ordem $(p \times p)$.

w_t é um vetor de ruídos não correlacionados, representando a perturbação do sistema de ordem $(p \times 1)$, com média zero e matriz de covariâncias Q.

A equação (18) é dita equação de observação, e a (19), equação do estado ou do sistema.

Nesses modelos, supõe-se que: a) o estado inicial X_0 tem média μ_0 e matriz de covariâncias Σ_0; os vetores de ruídos v_t e w_t são não correlacionados entre si e não correlacionados com o estado inicial.

Diz-se que o modelo é gaussiano quando os vetores de ruídos forem normalmente distribuídos. No modelo univariado, $q = 1$, A_t é um vetor e v_t é um ruído com média zero e variância σ_v^2. As matrizes A_t e G_t são não estocásticas; dessa forma, se houver variação no tempo, ela será predeterminada. Quando essas matrizes forem constantes no tempo, o sistema será invariante no tempo ou homogêneo no tempo. Como casos especiais, tem-se os modelos estacionários. A análise das equações (18) e (19) indica que o vetor de estados não é diretamente observado – o que se observa é sua versão linear adicionada a um ruído.

O modelo de nível local pode ser definido como

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t,\ t = 1, \ldots, N \tag{20}$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t,\ t = 1, \ldots, N \tag{21}$$

Nas equações (20) e (21), $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ são independentes e não correlacionados entre si: $A_t = 1$, $X_t = \mu_t$, $G_t = 1$, $v_t = \varepsilon_t$ e $w_t = \eta_t$. Uma característica importante desse modelo é que o estimador do nível μ_t^t é dado pela média móvel das observações passadas, com uma constante de suavização, que é a função de razão sinal-ruído, $f = \sigma_\eta^2 / \sigma_\varepsilon^2$ (MORETTIN; TOLOI, 2006).

O modelo de tendência local pode ser descrito pelas equações (22), (23) e (24):

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \tag{22}$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \tag{23}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \tag{24}$$

No modelo acima (equações 22 a 24), $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$; $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$; $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$; com η_t e ξ_t mutuamente não correlacionados e não correlacionado com ε_t; μ_t é denominado nível local; e β_t, a inclinação local. Na representação de espaços de estados, tem-se

$$Y_t = [1 \quad 0]\begin{bmatrix}\mu_t \\ \beta_t\end{bmatrix} + \varepsilon_t \tag{25}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \qquad (26)$$

No modelo acima (equações 25 e 26), a intensidade com que μ_t e β_t mudam com o tempo depende das quantidades $q_1 = \sigma_\eta^2 / \sigma_\phi^2$ e $q_2 = \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\phi^2$. A função de previsão é uma reta com nível e inclinação estimados no final da amostra: μ_N^N e β_N^N. Esse modelo corresponde a uma especificação bem geral, com componentes de nível e inclinação, ambas estocásticas. Porém, pode-se encontrar as seguintes combinações desse modelo: a) nível local ou passeio causal + ruído – aqui a tendência é um passeio aleatório, ou seja, não existe a componente β_t; b) nível local com *drift*, quando $\sigma_\varepsilon^2 = 0$; c) tendência suave, quando $\sigma_\eta^2 = 0$; e d) tendência determinística: $\sigma_\eta^2 = \sigma_\varepsilon^2 = 0$.

Quando necessário, pode-se incluir a componente sazonal no modelo de espaço de estado estrutural. O modelo básico fica

$$Y_t = \mu_t + S_t + \varepsilon_t \qquad (27)$$

Na equação (27), S_t é a componente sazonal, na forma estocástica, μ_t segue como definida em (23) e (24), $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e é não correlacionado com os demais resíduos do modelo.

Dados

A base de dados utilizada no estudo é proveniente da Superintendência de Seguros Privados (Susep), referente aos prêmios diretos[5], durante o período de janeiro de 2003 a abril de 2011, para a modalidade agrícola (códigos 1101 e 1102). Além dos prêmios diretos, foram utilizados os valores anuais dos prêmios e das subvenções do PSR, liberados pelo Mapa, de 2005 a 2010.

Resultados e discussão

Em 2003, o governo federal sancionou a Lei nº 10.823 (BRASIL, 2003), que criou o Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural (PSR), com o objetivo de reduzir o prêmio do seguro pago pelos produtores rurais e incentivar o mercado de seguro agrícola privado. De 2005 a 2009, os recursos utilizados pelo mercado cresceram de forma significativa, porém, no segundo semestre de 2010, por conta dos problemas relacionados à gestão do programa, houve uma redução significativa no total de prêmios do mercado (Figura 2).

A falta de recursos para o PSR em 2009 causou um efeito negativo no mercado, no sentido de dar continuidade ao programa de subvenção. Foi por esse motivo que em 2010 houve queda nas contratações. Percebe-se que, de 2003 até 2005, o mercado de seguro privado seguia em queda, porém, a partir de 2006, quando o governo aumentou os limites de subvenção, as contratações passaram a crescer exponencialmente, mas caíram em 2010, em virtude da falta de recursos e do atraso no pagamento das subvenções para as seguradoras (Figura 3).

Nota-se claramente que, quanto maior é o volume de recursos destinados ao PSR, maior é o desenvolvimento do mercado de seguro agrícola. Em outras palavras, o PSR impulsiona a contratação de seguro por parte dos produtores rurais. Nesse sentido, é fundamental estimar qual a demanda ano a ano e, com base nessa estimativa, prever o volume total de recursos adequado ao programa.

Para isso, foram ajustados diversos modelos de séries temporais. Entre todos os modelos, o que apresentou o menor erro quadrático médio de previsão foi o modelo SARIMA (1, 0, 1) $(0, 1, 0)_{12}$. O modelo SARIMA-GARCH (1, 1) não apresentou bom ajuste aos dados e apresentou maior erro de previsão quando comparado ao SARIMA (1 , 0, 1)$(0 ,1 ,0)_{12}$. Já os modelos ARIMAX e ESTRUTURAL apresentaram bom ajuste, porém apresentaram maior erro quadrático médio de previsão.

A Tabela 5 apresenta as estimativas dos parâmetros e os respectivos erros do modelo ajustado. Pela Figura 4, observa-se que o modelo SARIMA

[5] Prêmio direto = Prêmio emitido – Cancelamento – Restituição – Desconto. Prêmios recebidos pelas seguradoras sem operações de cessão e/ou retrocessão.

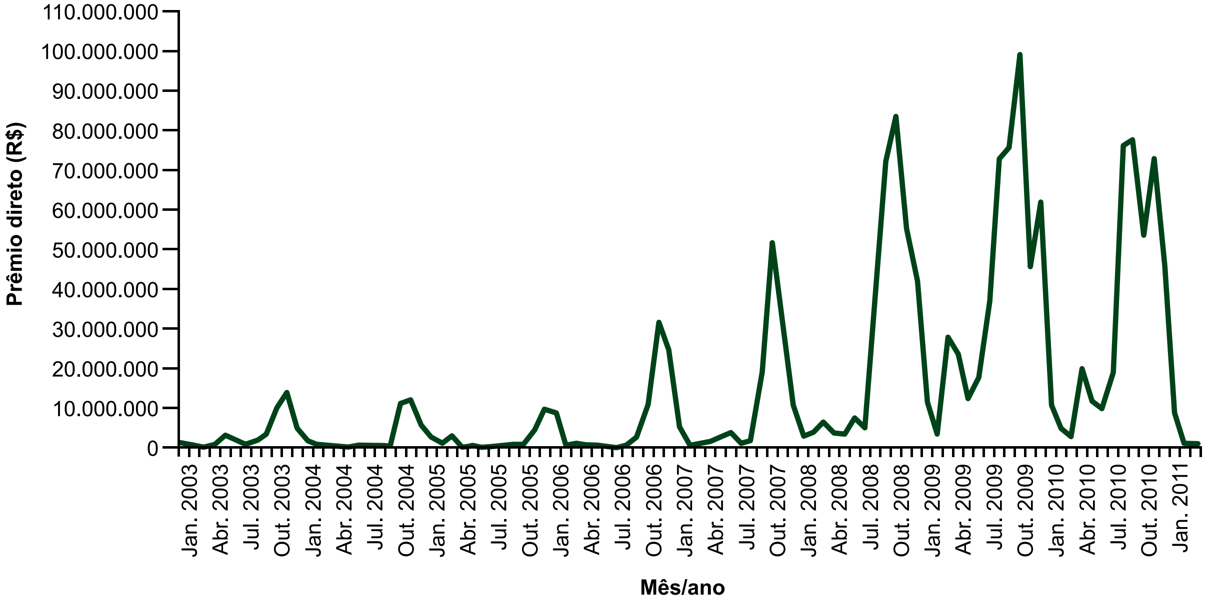

Figura 2. Prêmio direto recebido pelas seguradoras – dados mensais desde janeiro de 2003.

Fonte: Susep (2011).

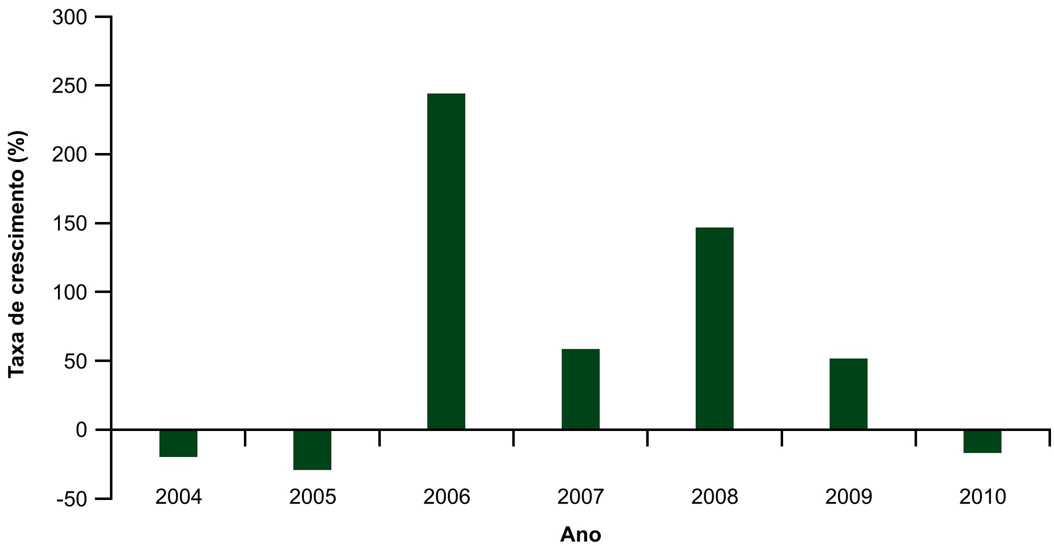

Figura 3. Taxa de crescimento dos prêmios diretos, de 2004 a 2010.

Fonte: Susep (2011).

(1, 0, 1)(0, 1, 0)$_{12}$ apresentou bom ajuste à série de prêmios. Percebe-se, porém, que o modelo superestimou os picos nos meses de outubro e novembro, para o período de 2007 a 2009. Apesar disso, as previsões resultantes apresentam-se consistentes com a tendência de aumento dos prêmios diretos.

A Figura 5 mostra as previsões realizadas com o modelo SARIMA (1,0,1)(0,1,0)$_{12}$ para o pe-

Tabela 5. Resultado do modelo SARIMA (1, 0, 1)(0, 1, 0)$_{12}$.

SARIMA	AR	MA
(1, 0, 1)(0, 1, 0)$_{12}$	ϕ = 0,94	θ = -0,79
	(0,06)	(0,12)

Obs.: valores entre parênteses significam erro-padrão das estimativas.

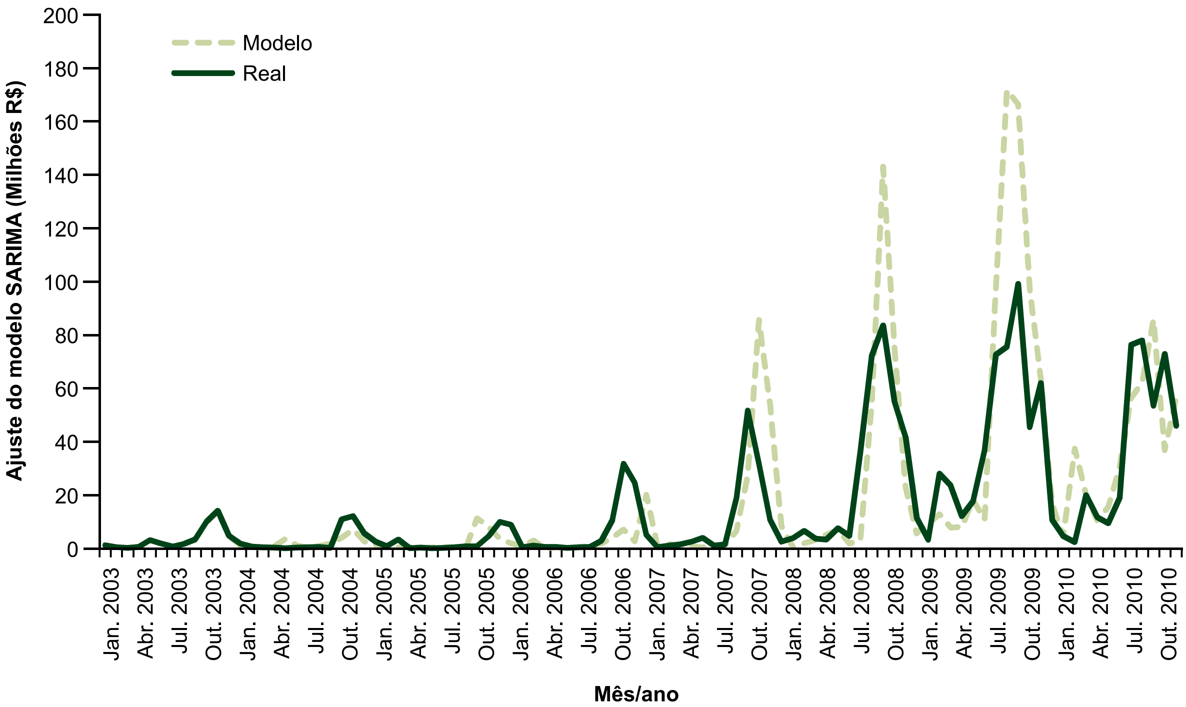

Figura 4. Ajuste do modelo SARIMA (1, 0, 1)(0, 1, 0)$_{12}$ à série de prêmios diretos.

ríodo correspondente a maio de 2011 a abril de 2012. Nota-se que as previsões refletem a componente sazonal típica do seguro agrícola, ou seja, valores mais altos nos meses de setembro, outubro e novembro – pico da contratação de seguro –, seguidos por um declínio abrupto, e, posteriormente, por um aumento, decorrente da contratação da safra de inverno.

A Tabela 6 apresenta as previsões para o período de maio de 2011 a abril de 2012 e os respectivos intervalos de confiança (95%).

Em valores anuais, somando o total arrecadado de prêmios de janeiro a abril e as previsões de maio a dezembro, os prêmios diretos acumulados de 2011 totalizam R$ 661,3 milhões.

Dessa forma, seguindo o percentual médio de subvenção dos últimos 5 anos – de 50% – do total previsto em prêmios diretos para 2011, a metade deveria ser alocada ao PSR, ou seja, aproximadamente R$ 331 milhões (Figura 6).

Nota-se que a estimativa de aporte de recursos orçamentários ao PSR é da ordem de R$ 570 milhões, de acordo com o Plano Trienal do Seguro Rural. Porém, o orçamento de 2011 prevê recursos de apenas R$ 406 milhões. Assim, além dos atrasos no pagamento da subvenção para as seguradoras, no valor de R$ 90 milhões, na safra 2009–2010 o governo volta a repetir o comportamento. Ou seja, do total gasto da subvenção de R$ 198 milhões, ainda não foram pagos ao mercado R$ 163 milhões. O atraso no pagamento dos recursos da subvenção, pela segunda vez, compromete sobremaneira a credibilidade do governo.

Existe uma grande possibilidade de que esse montante devido seja quitado com os recursos alocados para 2011. Dessa forma, do total de R$ 406 milhões, seriam efetivamente utilizados pelos produtores rurais apenas R$ 243 milhões, ou seja, um valor menor do que aquele utilizado em 2009 (quase R$ 260 milhões). Conforme a previsão realizada pela modelagem, seriam necessários aproximadamente R$ 331 milhões para uma arrecadação de prêmios da ordem de um pouco mais de R$ 660 milhões. Considerando que a taxa média de prêmio do mercado, de 2005 a 2009, foi de 5%, pode-se concluir que, para esse montante de subvenção e de prê-

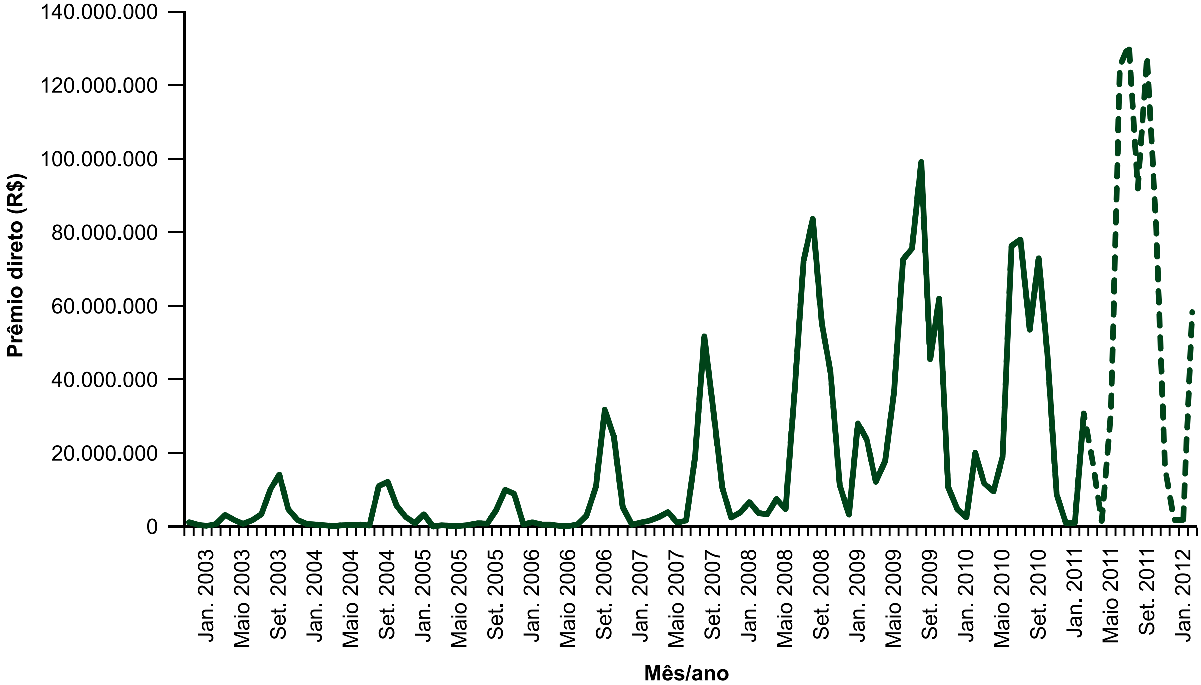

Figura 5. Prêmios diretos e previsões mensais do modelo SARIMA $(1, 0, 1)(0, 1, 0)_{12}$.

Tabela 6. Previsões e intervalo de confiança para as previsões com o modelo SARIMA $(1, 0, 1)(0, 1, 0)_{12}$.

Mês/ano	5%	Previsão	95%
Maio/ 2011	939.302	17.604.660	86.916.087
Jun. / 2011	752.773	14.727.640	73.514.482
Jul. / 2011	1.477.833	30.026.037	151.302.728
Ago. / 2011	5.954.334	125.069.146	635.407.202
Set. / 2011	6.053.815	130.940.775	669.974.357
Out. / 2011	4.136.809	91.819.707	472.713.440
Nov. / 2011	5.625.398	127.740.240	661.186.067
Dez. / 2011	3.536.473	81.938.477	426.109.509
Jan. / 2012	675.340	15.928.009	83.171.852
Fev. / 2012	72.120	1.727.892	9.055.066
Mar. / 2012	75.538	1.835.087	9.647.164
Abr. / 2012	2.368.048	58.238.588	307.011.734

mios, o capital segurado total seria da ordem de R$ 13,2 bilhões. Esse valor seria suficiente para segurar apenas 29% do crédito agrícola de custeio de 2010, no valor de R$ 45 bilhões. Se, de fato, os recursos da subvenção forem limitados a R$ 243 milhões, o capital segurado pelo mercado será menor. Considerando o mesmo percentual de subvenção médio de 50%, o prêmio total arrecadado pelas seguradoras será da ordem de R$ 486 milhões, e, com a mesma taxa de prêmio

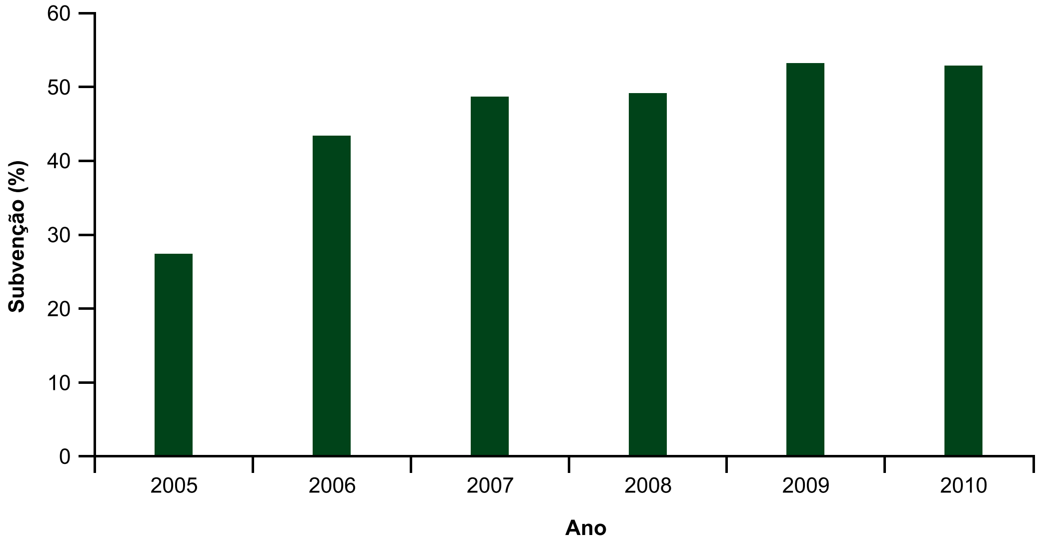

Figura 6. Percentual de subvenção do período de 2005 a 2010.

Fonte: Brasil (2011).

média do mercado, o capital segurado seria da ordem de R$ 9,7 bilhões, ou seja, teria quase o mesmo valor do capital segurado de 2009.

Conclusão

Após a sanção da Lei nº 10.823/2003 (BRASIL, 2003), que criou o PSR, o mercado de seguro rural passou por mudanças significativas. A principal delas refere-se à relativa massificação do seguro agrícola em diversas regiões do País. Os resultados mostram que o PSR teve grande influência para o desenvolvimento do seguro agrícola. Antes do PSR, o total de prêmios não ultrapassava R$ 50 milhões. Em 2009, esse valor alcançou R$ 488 milhões. Porém, o descompasso entre o orçamento de recursos do PSR e a demanda efetiva inviabiliza o pleno desenvolvimento do mercado na medida em que a massificação do seguro depende da redução do prêmio. O que se observou nos últimos 2 anos é que a demanda por seguro com subvenção foi maior do que a expectativa do governo.

Este estudo sugere que metodologias estatísticas de previsão podem ser úteis para prever o montante de prêmios ganhos e, com isso, calcular um valor médio de subvenção. Os resultados mostram que o total de subvenção estimado pela modelagem para 2011 (R$ 331 milhões) supera em quase R$ 90 milhões os recursos liberados ao PSR, supondo-se que o total devido seja pago com o orçamento de 2011. Além disso, nas duas últimas safras, o mercado sofreu com os atrasos do pagamento das subvenções, pelo governo. Em 2009, a dívida foi de R$ 90 milhões. Para resolver o problema, o Congresso Nacional aprovou um projeto de lei com recursos suplementares de R$ 90 milhões; porém, os recursos do PSR somente podem ser utilizados para o pagamento daquelas apólices aprovadas no mesmo ano da liberação do recurso. Como não houve empenho do recurso até o final de 2009, as seguradoras não receberam o recurso suplementar para integralizar as operações de 30 mil produtores rurais. A solução foi utilizar os recursos orçados em 2010 para pagamento das dívidas de 2009. Para que o seguro não sofresse uma retração, o governo sancionou a Lei nº 12.241/2010 (BRASIL, 2010), em maio desse ano, que forneceu crédito suplementar de R$ 90 milhões para recompor o orçamento do PSR. No segundo semestre de 2010, o governo novamente atrasou os pagamentos da subvenção, aumentando o descontentamento do mercado. Em 2011, o montante devido pelo governo às seguradoras, da ordem de R$ 163 milhões, até o mês de junho ainda não havia sido devidamente quitado.

Os sucessivos atrasos no repasse dos recursos da subvenção para as seguradoras deixam o mercado inseguro no momento da contratação. A consequência imediata é a perda de credibilidade do programa em um mercado caracterizado por poucas empresas interessadas em operar, em virtude do alto risco da atividade. Ademais, há retração da demanda, pois os produtores têm de arcar com o prêmio integral, sem a subvenção; sem contar que o alto custo do seguro inviabiliza sua contratação, e, sem seguro, o órgão financiador fica desprotegido ao realizar o empréstimo de custeio. Em última instância, o produtor rural decide por financiar sua lavoura com recursos próprios ou, então, arca com o alto custo do prêmio. Essa é exatamente a situação que o governo precisa evitar.

Referências

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskcedasticity. **Journal of Econometrics**, San Diego, v. 31, p. 307-327, 1986.

BOX, G. E. P.; JENKIS, G. M. **Time series analysis**: forecasting and control. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BRASIL. **Decreto n° 7.059, de 29 de dezembro de 2009**. Aprova os percentuais e valores máximos da subvenção ao prêmio do seguro rural para o triênio 2010 a 2012. 2009. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Decreto/D7059.htm>. Acesso em: 4 nov. 2010.

BRASIL. **Decreto-lei nº 73, de 21 de novembro de 1966.** Dispõe sôbre o Sistema Nacional de Seguros Privados, regula as operações de seguros e resseguros e dá outras providências. 1966. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del0073.htm>. Acesso em: 20 mar. 2011.

BRASIL. **Lei no 10.823, de 19 de dezembro de 2003.** Dispõe sobre a subvenção econômica ao prêmio do Seguro Rural e dá outras providências. 2003. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2003/L10.823.htm>. Acesso em: 20 mar. 2011.

BRASIL. **Lei nº 12.241 de 24 de maio de 2010.** Abre ao Orçamento Fiscal da União, em favor do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, crédito suplementar no valor de R$ 90.000.000,00, para reforço de dotação constante da Lei Orçamentária vigente. 2010. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2010/lei/l12241.htm>. Acesso em: 20 mar. 2011.

BRASIL. **Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento**. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br>. Acesso em: 15 jan. 2011.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Políticas Agrícolas/Seguro Rural**. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/politica-agricola/seguro-rural>. Acesso em: 10 jan. 2008.

CRYER, J. D.; CHAN, K. S. **Time series analysis with applications in R**. 2nd ed. Iowa: Springer Science+Business Media, 2008. 491 p.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimation for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Princeton, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004. 433 p.

ENGLE, R. F. Autorregressive conditional heteroskedasticy with estimates of the variance of U.K. inflation. **Econometrica**, Princeton, v. 50, p. 987-1008, 1982.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, 1976. 424 p.

KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. **Transactions of the ASME: Journal of Basic Engineering**, New York, n. 82, p. 35-45, 1960.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. C. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006. 538 p.

OZAKI, V. A. Uma digressão sobre o programa de subvenção ao prêmio do seguro rural e as implicações para o futuro do mercado do seguro rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 48, n. 4, p. 757-776, 2010.

SUSEP. **Superintendência de Seguros Privados**. Disponível em: <http://www.susep.gov.br/menuestatistica/SES/principal.aspx>. Acesso em: 15 nov. 2011.