

# CÁLCULO DA TAXA DE PRÊMIO PARA SEGUROS DE RENDA: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO CÓPULAS

Guilherme Jacob Miqueleto<sup>1</sup>  
Vitor Augusto Ozaki

## Resumo

O presente artigo teve como objetivo expor formas de calcular as taxas de prêmio de um hipotético seguro de renda no formato dos seguros americanos *Income Protection* ou *Revenue Assurance*, para milho para municípios do Paraná/BR, por meio do uso de cópulas na distribuição conjunta entre preços e produtividade. Busca-se com isso contribuir para a obtenção de taxas mais precisas. A primeira contribuição obtida através do artigo é a derivação teórica para a obtenção da taxa de prêmio de um seguro de renda proposta por Miqueleto (2011), baseada nos trabalhos de Lawas (2005), Makki e Somwaru (2001) e o de Goodwin e Mahul (2004). A segunda contribuição diz respeito ao uso de cópulas no cálculo de taxas de prêmio, em específico para o Brasil. Adicionalmente, busca-se fornecer maiores evidências em relação a testes associados a cópulas, tais como testes de independência, aleatoriedade ou independência serial, e de ajuste aos dados. O uso de tais testes permite maiores inferências sobre os resultados obtidos. Os resultados mostraram que existem significativas diferenças entre as taxas de prêmio entre os diferentes municípios e, ainda mais com relação aos diferentes meses de vencimento dos preços futuros utilizados na análise. Além disso, outras análises revelaram que o planejamento adequado do plantio, por exemplo, pelo produtor rural irá lhe garantir menores taxas de prêmio. Como uma das conclusões do trabalho, observa-se que esse tipo de ferramenta, levando-se em conta as características do país, poderia ser muito bem utilizado principalmente com o ajuste de subvenções por parte do governo federal e/ou estadual.

**Palavras-chave:** Seguro de renda; Precificação de seguro; Cópulas

## Abstract

This article aims to explain ways to calculate premium rates for hypothetical income insurance in the form of *Income Protection* or *Revenue Assurance* (American income insurance models) for corn and for municipalities of Parana/BR, through the use of copulas in the joint distribution between prices and productivity. The aim of this paper is to help to obtain more accurate rates of premium. The first contribution of this paper is obtained by the theoretical derivation for the premium rate of income insurance proposed by Miqueleto (2011), based on the work of Lawas (2005), and Somwaru and Makki (2001) and Goodwin and Mahul (2004). The second contribution relates to the use of copulas to calculating premium rates, in particular to Brazil. Additionally, we seek to provide further evidence regarding the tests associated with copula, such as tests of independence, serial randomness or independence, and goodness of fit. The uses of such tests allow further inferences about the results. The results showed that there are significant differences in premium rates between different cities and even more about the different months of maturity of the futures prices used in the analysis. In addition, further analysis revealed that the proper planning of planting, for example, the farmer will guarantee you lower premium rates. As one of the conclusions of the study, notes that this type of tool, taking into account the characteristics of the country, could very well be used mainly with the adjustment of grants by the federal government and/or state.

**Keywords:** Income insurance; Insurance pricing; Copula

JEL Classifications. Q14, Q18, C49

Área ANPEC: Área 10 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

---

<sup>1</sup> Respectivamente, doutorando e professor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP.

## 1 Introdução

Dentre os desafios que envolvem o desenvolvimento da agricultura (crescimento com distribuição da renda), um dos principais é a manutenção da renda do produtor rural. A exposição desse agente aos mais diversos elementos relacionados à incerteza traz efeitos indesejados a sua renda, e é neste contexto que as ferramentas que o ajudem a evitar tais elementos faz presente.

Atualmente são diversas as ferramentas que permitem ao produtor rural gerenciar as incertezas presentes na sua unidade produtiva e conseqüentemente na sua renda. Essas incertezas podem ser decompostas em duas principais: incertezas na produção e incertezas nos preços. As incertezas de produção podem ser gerenciadas através de ferramentas como seguro rural, adoção de novas tecnologias, entre outros fatores. Por outro lado, as incertezas sobre preços podem ser reduzidas através de mecanismos como mercado a termo, mercados futuros, entre outros.

Nesse ambiente, modelos alternativos de seguro agrícola, denominados Seguros de Renda são atualmente uma das mais discutidas ferramentas de proteção ao produtor rural (KANG, 2007; BIELZA; GARRIDO; SUMPSI, 2002; BIELZA; STROBLMAIR; GALLEGO, 2007; DIAZ-CANEJA et al., 2009). A grande capacidade de proteção da renda do produtor rural, além do poder de elevar o número de agentes em mercados de derivativos futuros, fazem com que esse mecanismo se torne alvo dos atuais esforços acadêmicos (FARMDOC, 2010; ISU, 2009).

No entanto, entre os diversos componentes que pertencentes ao seguro de renda, existe um deles que merece um enfoque: métodos mais apurados de obtenção de taxas de prêmio (BIELZA; GARRIDO; SUMPSI, 2002; BIELZA; STROBLMAIR; GALLEGO, 2007). Tendo em vista isso, é que o objetivo desse trabalho expor formas de calcular as taxas de prêmio de um hipotético seguro de renda para milho para o Brasil, por meio do uso de cópulas na distribuição conjunta entre preços e produtividade. Busca-se com isso contribuir para a obtenção de taxas mais precisas.

O adequado cálculo das taxas de prêmio é necessário não unicamente sob a perspectiva do montante que deverá ser cobrado do produtor, ou qual deverá ser o exigido pela seguradora para fornecer o contrato, mas também, como será discutido ao fim do trabalho, como um dos elementos determinantes de políticas públicas.

## 2 Cálculo de taxas de prêmio: evidências teóricas

Nessa subseção será apresentada a determinação da taxa de prêmio para o caso do seguro de renda. A taxa de prêmio nesse contexto será dada pela maximização da utilidade esperada do produtor rural. No entanto, um problema surge no que se refere às probabilidades relacionadas à determinação da esperança matemática da utilidade.

O modelo de seguro utilizado na apresentação dessa subseção segue uma simplificação<sup>2</sup> da estrutura dos seguros norte-americanos de renda, entre eles estão o *Income Protection*, *Revenue Assurance* e *Crop Revenue Coverage*, que basicamente forneciam (foram todos substituídos por um único seguro de renda em 2011) proteção contra baixos preços, baixas produtividades ou uma combinação desses dois casos, em que esses componentes afetavam diretamente a receita bruta do produtor (desconsiderando os custos de produção). O “gatilho” que permitia o pagamento do seguro ocorria quando a receita bruta (preço multiplicado pela produtividade) era inferior à receita garantida (preço garantido vezes produtividade

---

<sup>2</sup> Não se utiliza no modelo aqui apresentado os níveis de cobertura (uma porcentagem  $\lambda$  que se aplica diretamente sobre a receita garantida, obtida pela multiplicação dos preços e produtividades garantidos), assim como outros detalhes para obtenção desses preços e produtividades garantidas. Para maiores detalhes consultar ISU (2009a) e FarmDoc (2010).

garantida), sendo que o pagamento do seguro era dado pela diferença entre os valores garantidos e observados/brutos (ISU, 2009; FARMDOC, 2010, SKEES et al., 1998<sup>3</sup>).

Sendo assim, seja a indenização paga por unidade de área ao produtor rural quando ele contrata um seguro de renda dada por:

$$I = \max[(x_g \cdot y_g - x \cdot y); 0] \quad (1)$$

Em que  $x_g$  representa o preço garantido, que em geral baseia-se em uma proporção dos preços futuros negociados em bolsas de mercadorias e futuros;  $y_g$  diz respeito à produtividade garantida, obtida através de uma proporção da produtividade média histórica do produtor;  $x$  representa o preço ao final da safra do produtor enquanto que  $y$  representa a produtividade obtida ao final da safra. Esse seguro paga, de acordo com a equação (1), um montante de  $x_g \cdot y_g - x \cdot y$  caso haja perdas inesperadas na receita do produtor rural.

Com relação ao problema de maximização da utilidade do produtor, embora se resuma a maximizar a seguinte função utilidade esperada:

$$U_{yx}(p^*; m; \pi; d; I) = (1 - p^*) \cdot u(m - \pi) + p^* \cdot u(m - \pi - d + I) \quad (2)$$

Existem problemas relacionados à determinação correta de  $p^*$ . Para quaisquer resultados abaixo da linha resultante da multiplicação do preço garantido pela produtividade garantida, o seguro será acionado. Notar que, poderão ocorrer situações em que o seguro será acionado, embora ocorram altos preços, assim como quando ocorrerem altas produtividades, sendo compensadas por baixas produtividades e baixos preços, respectivamente. No caso univariado, determinado pelo seguro de produtividade, a probabilidade era dada por  $p(Y < y_g)$ , conforme pode ser observado em Lawas (2005), ou seja, a probabilidade de ocorrer produtividades abaixo daquela garantida.

Por outro lado, no caso bivariado, proposto pelo seguro de renda, afirmar que a probabilidade de perda seja dada unicamente por  $p = p(X < x_g; Y < y_g)$  será errado, já que poderão existir combinações em que perdas em termos de receita podem ocorrer quando, por exemplo,  $[X < x_g; Y > y_g]$ , assim como situações em que mesmo se a condição  $[X < x_g; Y < y_g]$  seja respeitada, necessariamente não se observam perdas. Tendo em vista isso, baseado nos trabalhos de Lawas (2005), Makki e Somwaru (2001) e o de Goodwin e Mahul (2004), é possível observar em Miqueleto (2011) que a taxa de prêmio para o seguro de renda poderá ser dada por:

$$\pi^* = \frac{p(X < x; Y < y | x \cdot y < x_g \cdot y_g) \cdot [x_g \cdot y_g - E(XY | x \cdot y < x_g \cdot y_g)]}{x_g \cdot y_g} \quad (3)$$

Dessa forma, a seguir, serão apresentadas as formas pelas quais poderão ser obtidas as distribuições conjuntas de perda,  $p^* = p(X < x; Y < y | x \cdot y < x_g \cdot y_g)$  por meio de cópulas.

### 3 Cópulas multivariadas

#### 3.1 Considerações iniciais

Nessa subseção serão definidas algumas das propriedades relacionadas a cópulas multivariadas. Embora a apresentação multivariada seja mais complexa que a bivariada, usualmente utilizada em trabalhos científicos, a adoção do caso multivariado permite uma generalização maior dos casos. Essa seção é baseada nos trabalhos de Nelsen (2006) e de Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004)<sup>4</sup>.

Assim sendo, seja uma função  $H(\cdot): \mathbb{R}^{*n} \rightarrow \mathbb{R}$ , em que  $\mathbb{R}^*$  representa os números reais estendidos, ou seja,  $[-\infty; +\infty]$ , enquanto que  $\mathbb{R}$  representa os números reais,  $(-\infty; +\infty)$ . Essa função  $H(\cdot)$  tem como

<sup>3</sup> Segundo Skees et al. (1998, p. 52): “Income protection offers a “revenue guarantee” that protects producers against low yields, low prices, or a combination of both. The level of the guarantee is unique to each producer, and is based on sign-up time future prices for harvest-time delivery, the farmer’s expected yield, and the coverage level chosen by the farmer (ranging from 50–75%)”.

<sup>4</sup> Os eventuais teoremas apresentados aqui têm suas demonstrações apresentadas nos trabalhos de Nelsen (2006) e de Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

domínio  $A = DomH = A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n$ , em que os conjuntos  $A_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  são não vazios e tem pelo menos um elemento  $\bar{a}_i$ . Com relação a essa função  $H(\cdot)$ , algumas definições devem ser feitas.

A primeira delas é a de que essa função  $H(\cdot)$  será fundamentada (*grounded*) se for nula para pelo menos um elemento  $\bar{a}_j = k$  pertencente ao seu domínio. Isso quer dizer que para qualquer  $\bar{a}_i$ ,  $i = \{1, 2, \dots, n\} - \{j\}$ :

$$H(\bar{a}_1, \bar{a}_2, \bar{a}_3, \dots, k, \dots, \bar{a}_n) = 0 \quad (4)$$

Além disso,  $H(\cdot)$  será n-crescente se o H-volume de todo o domínio da função, representado por  $V_H(\mathbf{A})$ , for não negativo. Isso quer dizer que, para todo o domínio da função  $H(\cdot)$ , representado alternativamente por  $\mathbf{A} = [a_{11}; a_{12}] \cdot [a_{21}; a_{22}] \cdot \dots \cdot [a_{n1}; a_{n2}]$ , em que todo  $a_{i1} \leq a_{i2}$ , o H-volume de todo o domínio da função, representado por  $V_H(\mathbf{A})$  será:

$$V_H(\mathbf{A}) = \Delta_{a_{11}}^{a_{12}} \Delta_{a_{21}}^{a_{22}} \dots \Delta_{a_{n1}}^{a_{n2}} H(\mathbf{a}) \geq 0 \quad (5)$$

em que  $\Delta_{a_{i1}}^{a_{i2}} H(\mathbf{a}) = H(\bar{a}_1, \bar{a}_2, \bar{a}_3, \dots, a_{i2}, \dots, \bar{a}_n) - H(\bar{a}_1, \bar{a}_2, \bar{a}_3, \dots, a_{i1}, \dots, \bar{a}_n)$ , sendo  $\bar{a}_j \in [a_{j1}; a_{j2}]$ ,  $j = \{1, 2, \dots, n\} - \{i\}$ .<sup>5</sup> Em relação a função  $H(\cdot)$ , ela ainda terá como margens k-dimensional uma função  $\bar{H}_k(k_i; k_{i+1}; \dots; k_j): \mathbb{R}^{j-i} \rightarrow \mathbb{R}$  definida como sendo:

$$\bar{H}_k(k_i; k_{i+1}; \dots; k_j) = H(a_{12}; a_{22}; \dots; k_i; k_{i+1}; \dots; k_j; \dots a_{n2}) \quad (6)$$

Em que todo ponto  $a_{i2}$ ,  $i = \{1, 2, \dots, n\} - \{i, i+1, \dots, j\}$  será o limite superior de cada um dos intervalos que compõem o domínio  $\mathbf{A}$  da função  $H(\cdot)$ . Por fim, uma consequência direta de uma função  $H(\cdot)$  fundamentada (*grounded*) e n-crescente é que essa função será não decrescente em cada um dos seus argumentos<sup>6</sup>.

Sabendo-se disso, uma função sub-cópula será definida como sendo uma função  $\mathcal{C}(\cdot): A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_n \rightarrow \mathbb{R}$  tal que  $A_i \subset I = [0; 1]$  para todo  $i = 1, 2, \dots, n$ , e ainda deverá ser fundamentada (*grounded*), com margens definidas em uma só dimensão (ou seja,  $j - i = 1$ ) e será n-crescente.

Uma vez definida uma sub-cópula  $\mathcal{C}(\cdot)$ , uma função cópula  $C(\cdot)$  é dada pelas mesmas características apresentadas por uma função sub-cópula, porém, seu domínio é definido não mais em  $A_i \subset I = [0; 1]$ , mas sim em  $A_i = I = [0; 1]$ , o que permite escrever que  $C(\cdot): I^n \rightarrow \mathbb{R}$ .

As características referentes a essa função, que até o momento é algébrica, e relacioná-la com os fundamentos estatísticos por meio do Teorema de Sklar (1959) poderão ser consultadas nas literaturas anteriormente citadas.

### 3.2 Cópulas e distribuições de probabilidade: o Teorema de Sklar

Em linhas gerais, as funções matemáticas denominadas cópulas têm a capacidade de relacionar distribuições multivariadas de probabilidade e suas distribuições marginais univariadas (SKLAR, 1959). Dessa forma, antes de apresentar o teorema propriamente dito, algumas considerações serão feitas com relação a funções distribuição de probabilidade.

A função distribuição cumulativa de probabilidade univariada, dada por  $F_i(\cdot): \mathbb{R}^* \rightarrow I$ , é não decrescente e pode assumir quaisquer formas funcionais (normal, log-normal, binomial, etc.) e pertence a uma determinada variável aleatória  $x_i$ . Além disso,  $F_i(-\infty) = 0$  e  $F_i(+\infty) = 1$

Ainda em relação à distribuição de probabilidade, observa-se ainda que uma função distribuição cumulativa de probabilidade conjunta, definida como sendo  $H(\cdot): \mathbb{R}^n \rightarrow I$ , descreve a probabilidade conjunta cumulativa de  $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ , de forma que  $H(\cdot)$  será monotônica crescente, e da mesma forma que a distribuição univariada, pode assumir quaisquer formas funcionais. Por fim, se pelo menos uma

<sup>5</sup> Essa definição, para o caso multivariado destaca-se por tomarem sucessivas diferenças entres os limites de cada um dos subconjuntos  $A_i$  que compõem o domínio da função. Esse forma de cálculo do H-volume da função é adotada por Nelsen (2006), e é muito mais prática que aquela adotada por Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

<sup>6</sup> Esse resultado tem sua demonstração apresentada nos trabalhos de Nelsen (2006) e em Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

variável  $x_i = -\infty$ ,  $H(x_1, x_2, \dots, x_i = -\infty, \dots, x_n) = 0$ , assim como se  $\mathbf{x} = (+\infty, +\infty, \dots, +\infty)'$ , então  $H[\mathbf{x} = (+\infty, +\infty, \dots, +\infty)] = 1$ .

Sabendo-se disso, o Teorema de Sklar propõe que, sendo  $H(\cdot)$  a função distribuição conjunta anteriormente descrita, com  $F_i(\cdot)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , sendo as funções distribuições marginais das  $n$  variáveis aleatórias, existirá uma função  $C(\cdot)$  tal que:

$$\begin{aligned} H(\mathbf{x}) &= P(X_1 \leq x_1; X_2 \leq x_2; \dots; X_n \leq x_n) \\ &= C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)] \end{aligned} \quad (7)$$

Esse teorema propõe ainda que se  $C(\cdot)$  é realmente uma cópula e  $F_i(x_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , funções distribuições marginais, então  $H(\mathbf{x})$  definida em (7) é uma função distribuição de probabilidade conjunta. Uma vez que essa relação é proposta, todas as propriedades e características de uma função cópula são aplicadas para esse caso.

### 3.3 Teste de independência multivariada, Teste de aleatoriedade e Teste de ajuste aos dados (*Goodness-of-fit tests*)

Nessa subseção, serão apresentados três importantes testes relacionados a cópulas, sendo eles os Testes de independência multivariada, de aleatoriedade e de ajuste aos dados (*Goodness-of-fit tests*). Trabalhos como os de Kojadinovic e Holmes (2009), Genest et al. (2007), Quessy (2009) e de Kojadinovic e Yan (2010) indicam a importância, e meios de proceder com o teste de independência multivariada. Originalmente proposto por Blum, Kiefer e Rosenblatt (1961), e seguido por Dugué (1975), e modificado pelos autores supracitados, a avaliação adequada da independência multivariada é extremamente importante.

Os trabalhos de Berg (2007), Berg e Aas (2007), Berg e Quessy (2009) Genest, Rémillard e Beaudoin (2009), Kojadinovic e Yan (2010) e Genest e Rémillard (2004) tratam dos testes de aleatoriedade e de ajuste aos dados. Esses testes buscam identificar, por meio de inferências estatísticas, a independência entre as distribuições marginais relacionadas através de cópulas empíricas, a aleatoriedade na geração dos processos geradores das distribuições marginais e o ajuste da imposição de uma determinada cópula às mesmas distribuições marginais. Para maiores detalhes de como se proceder com os testes, assim como sua análise, consultar Miqueleto (2011), e mais detalhadamente, Kojadinovic e Yan (2010).

## 4 Metodologia e dados

Nessa seção serão apresentados os dados utilizados no trabalho assim como a metodologia empregada para atingir os objetivos propostos.

### 4.1 Dados

No trabalho foi utilizada série de preços futuros relativos à cultura de milho. A série de preços utilizada refere-se aos preços futuros de ajuste de milho dos contratos com vencimento em janeiro e março, negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros - BM&F – Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA, medidas em reais por saca de 60kg (R\$/Saca), respeitando todos os pré-requisitos propostos nos contratos estabelecidos para negociação na BM&F/BOVESPA. A escolha desses contratos se deve ao período de colheita no estado paranaense (colheita precoce e colheita no tempo – respectivamente janeiro e março).

A série de preço do contrato com vencimento em janeiro e março tem início em 15/04/2009 e 19/09/2009 respectivamente, e terminam no dia 05/05/2011. A diferença entre periodicidade e de quantidade de informações é irrelevante no caso apresentado no trabalho, pois o que se busca é a distribuição de probabilidade das séries (aqui, as de preços), e não seu comportamento temporal. O que se verifica é que quanto maior for a série de informações (ou seja, quanto maior for o número de eventos), melhores serão as inferências sobre a distribuição de probabilidade das observações (ou dos preços nesse caso).

A série de dados com relação a produtividades ou rendimento médio, medidas em kg/ha, utilizadas nesse artigo foi obtida através de Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social – IPARDES (2011<sup>7</sup>). As informações disponíveis dizem respeito ao rendimento médio dos municípios de Sarandi e Pirai do Sul, sendo esses municípios os que apresentaram maiores produtividades (rendimento) no ano de 2009.

## 4.2 Metodologia

Como o objetivo do trabalho é a estimação das taxas de prêmio para o seguro de renda, e conforme pode ser observado através da equação (3), para atingir esse objetivo há a necessidade de se estimar a cópula, ou seja, obtendo  $p^* = p(X < x; Y < y | x, y < x_g, y_g)$ , que será baseada nas distribuições marginais das séries de produtividade (variável produtividade) assim como da série de preços (variável preço). Assim, a seguir serão apresentadas as metodologias utilizadas para que se obtenham as melhor estimativas para as densidades assim como a cópula.

### 4.2.1 Estimação da probabilidade conjunta através da função Cópula

A seguir será descrita a forma de obtenção da estimativa da cópula mais adequada ao problema. Optou-se para a estimação da cópula, o método da Decomposição (ou Inferência sobre as Margens, ou em inglês, *Inference for the Margens* (IFM), uma vez que se trata da forma mais genérica e de melhor aplicabilidade para o problema. Esse tipo de estimação permite uma maior flexibilidade com relação às distribuições cumulativas marginais, não impondo quaisquer formas pré-definidas, podendo ser estimadas de acordo com a melhor adequação às observações. Isso se torna extremamente interessante para a obtenção dos resultados desse artigo, pois, como será apresentada a seguir, a estimação das densidades marginais deverão ser feitas referentes a cada uma das características presentes em cada uma das variáveis, o que implicará diferentes formas de estimação dessas mesmas densidades.

O método de estimação por Máxima Verossimilhança, no entanto, exige uma elevada carga computacional, principalmente em casos multivariados, entre outros motivos, pela estimativa conjunta dos parâmetros (e conseqüente distribuições de probabilidade) tanto da cópula como das funções marginais relacionadas a ela. Por isso, o Método de Decomposição ou Inferência sobre Margens foi desenvolvido por Joe e Xu (1996). A maximização da (log) função de verossimilhança pode ser decomposta em dois termos:

$$\sum_{t=1}^T \ln c[F_1(y_{1t}); F_2(y_{2t}); \dots; F_n(y_{nt})] \quad (8)$$

$$\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \ln f_i(x_{it}) \quad (9)$$

Uma vez decompostos, os parâmetros poderão ser estimados, de acordo com Joe e Xu (1996), através do método IFM em dois passos (*two steps estimation*), em que o primeiro consiste em estimar o conjunto de parâmetros  $\theta_1$  associados ao termo composto pelas densidades univariadas marginais; e o segundo, utilizando a estimativa  $\hat{\theta}_1$ , estima-se o conjunto de parâmetros  $\theta_2$  associados ao termo composto pelas cópulas. Como resultado, as estimativas dos parâmetros são dadas por  $\hat{\theta}_{IFM} = [\hat{\theta}_1; \hat{\theta}_2]'$ . Essas estimativas são eficientes e apresentam as seguintes propriedades assintóticas:

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_{IFM} - \theta) \rightarrow N[\mathbf{0}, V^{-1}(\theta)] \quad (10)$$

Ou seja, os parâmetros estimados terão distribuições assintóticas normais, com  $V(\theta)$  representando a matriz de informação de Godambe. Para maiores informações, consultar Joe (1997, 2005), Xu (1996) e Joe e Xu (1996). Vale destacar que essa matriz de informação de Godambe é uma forma de representação de

<sup>7</sup> Disponível em: <<http://www.ipardes.gov.br/imp/index.php>>.

parâmetros relacionados à dispersão e correlação dos parâmetros estimados obtida através da conhecida matriz de informação de Fisher. Joe (2005) apresenta como obter tal matriz.

#### 4.2.2 Estimação da densidade da variável preço

A estimação da densidade dos preços futuros relacionados no trabalho (para os diferentes contratos) estará associada a estimacões não-paramétricas. Isso irá permitir um melhor ajuste das observações à estrutura de densidade de probabilidade, o que permite melhores resultados, já que existem observações suficientes para que a estimação ocorra de forma eficiente e consistente.

No caso de estimacões não paramétricas, as estimativas permitem captar assimetrias nas distribuições, assim como multi-modalidade, como será o caso dos preços. Embora existam diferentes formas de se estimar densidades de probabilidade, de acordo com Silverman (1986), atualmente o que mais se destaca é o estimador através de Kernel.

Seja uma função Kernel  $K(t)$  definida como sendo uma função tal que respeite as características apresentadas por Silverman (1986). Sabendo-se disso, o estimador Kernel será obtido, de acordo com Silverman (1986), a partir da minimização de um conceito mais abrangente de acurácia: os Erros Quadrados Esperados Integrados (MISE – *Mean Integrated Square Error*).

Portanto, para a estimação da densidade de probabilidade, o problema restringe-se a escolha do parâmetro de suavização assim como da função Kernel que melhor se ajusta ao problema. Porém, de acordo com Silverman (1986), a escolha do parâmetro de suavização muitas vezes é feita através de um “ajuste visual” do pesquisador, assim como a escolha do kernel mais adequado.

No entanto, a estimação da densidade dos preços não se centra somente na utilização da série de preços futuros na análise. O uso da série sem quaisquer transformações é sugerido pela Teoria dos Mercados Eficientes, em que a mesma propõe que os preços, em especial em mercados de ativos financeiros, transmitem todas as informações relevantes no mercado, e os agentes nele presentes tomam suas decisões baseadas nessas informações/preços.

Por esse motivo, além da análise baseada nas séries em nível, optou-se pela correção das séries. De acordo com Goodwin, Roberts e Coble (2000), o que se observa é que as presenças de tendência e a heteroscedasticidade na série não devem fazer parte do processo gerador da mesma. A presença desses componentes na série impede que se possa comparar o real elemento causador das variações compreendidas nas séries. Já adiantando, como a série apresenta tendência, por meio de testes de raiz unitária, optou-se por uma transformação da série para eliminar essa tendência. Essa transformação será feita através de diferenciação da série, e não por meio de funções lineares. A sugestão de funções lineares, embora sugerida por Goodwin, Roberts e Coble (2000) e Tejeda e Goodwin (2008), não apresentou um bom ajuste para eliminação da tendência nas séries observadas.

O outro problema identificado foi a presença de heteroscedasticidade nos dados. A forma de correção desse problema foi adotar modelos com heteroscedasticidade condicional, ou seja, modelos GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic*), proposto por Bolerslev (1986) e trabalhado por Engle, Lilien e Robins (1987). Essa forma de modelagem permite controlar os problemas relacionados à variância condicional ao tempo.

O uso dessa abordagem permite que, através da série de preços sem a presença de tendência seja modelada através de um processo GARCH (s,r), e que dessa forma, através da série corrigida, possa ser utilizada na estimação da densidade por meio dos métodos não-paramétricos anteriormente observados. A correção da série é feita através da mesma abordagem de Tejeda e Goodwin (2008), em que toma-se a estimativa da última observação através do modelo ajustado  $\hat{y}_T$ , e corrige o modelo por meio dos resíduos  $e_t$  (em que esses resíduos já estão corrigidos, tanto do ponto de vista de tendência como de variância condicional) e valores ajustados do modelo  $\tilde{y}_t$ , de acordo com a equação

$$\tilde{y}_t = \hat{y}_T \left( 1 + \frac{e_t}{\hat{y}_t} \right) \quad (11)$$

### 4.2.3 Estimação da densidade da variável produtividade

Diferente do que ocorre com a série de preços, a densidade da série de produtividades não poderá ser estimada por meio de métodos não paramétricos. O motivo é que não há uma amostra suficientemente grande para que a estimativa ocorra de forma adequada e gere resultados consistentes. Em decorrência disso, optou-se por utilizar uma forma funcional para a distribuição de probabilidade marginal da produtividade. Nesse caso, utiliza-se a distribuição de probabilidade Beta. A opção de escolha para esse tipo de distribuição é sugerida por Tejeda e Goodwin (2008), Nelson e Preckel (1989), Ozaki (2005), entre outros autores. O uso de uma distribuição paramétrica está atrelado a maior facilidade e ajuste a um número razoável de observações. Existem, no entanto, outras formas de abordagem para a estimação da densidade da produtividade, conforme pode ser observado por Ozaki (2005).

Por fim, o último ponto a ser abordado diz respeito ao próprio número de observações da série e a relação à estimação da cópula. Enquanto a série de preços apresenta uma periodicidade diária, resultando em um grande número de observações, o mesmo não ocorre com a série de produtividades. Por esse motivo, para a estimação da cópula utilizou-se simulações de Monte-Carlo para obter um mesmo número de observações para a produtividade. Vale a ressalva que a série de produtividade de ambos os municípios foram corrigidos da presença de tendência, assim como eventuais presenças de ciclos econômicos, e a correção ocorreu de acordo com a equação (11). Para eventuais dúvidas, consultar os autores.

## 5 Resultados e discussão

Nessa seção serão apresentados os resultados obtidos a partir da análise feita dos dados. A primeira subseção tratará dos resultados das distribuições marginais dos preços, seguida pela análise das distribuições marginais das produtividades. Nas duas últimas subseções serão tratados os resultados obtidos da estimação da cópula assim como a obtenção das taxas de prêmio para seguro de renda.

### 5.1 Distribuições marginais dos preços

Nessa subseção estão apresentados os resultados referentes à estimação da densidade das séries de preço futuro de milho para os contratos de janeiro, março e maio. Conforme foi proposto na metodologia, a estimação das densidades será feita baseadas nas séries em nível e também ajustadas.

A série de preços futuros com vencimento em janeiro apresentaram indícios de raiz unitária, e por esse motivo a série de preços futuros com vencimento em janeiro apresentou, em sua primeira diferença, um comportamento adequado de um processo Auto Regressivo do tipo AR(1). A consequência disso é que as estimativas baseadas nesse tipo de processo geraram resíduos apresentando problemas relacionados à variância condicional, de acordo com o teste de Ljung-Box, indicando que os resíduos ao quadrado apresentaram relação de dependência entre si.

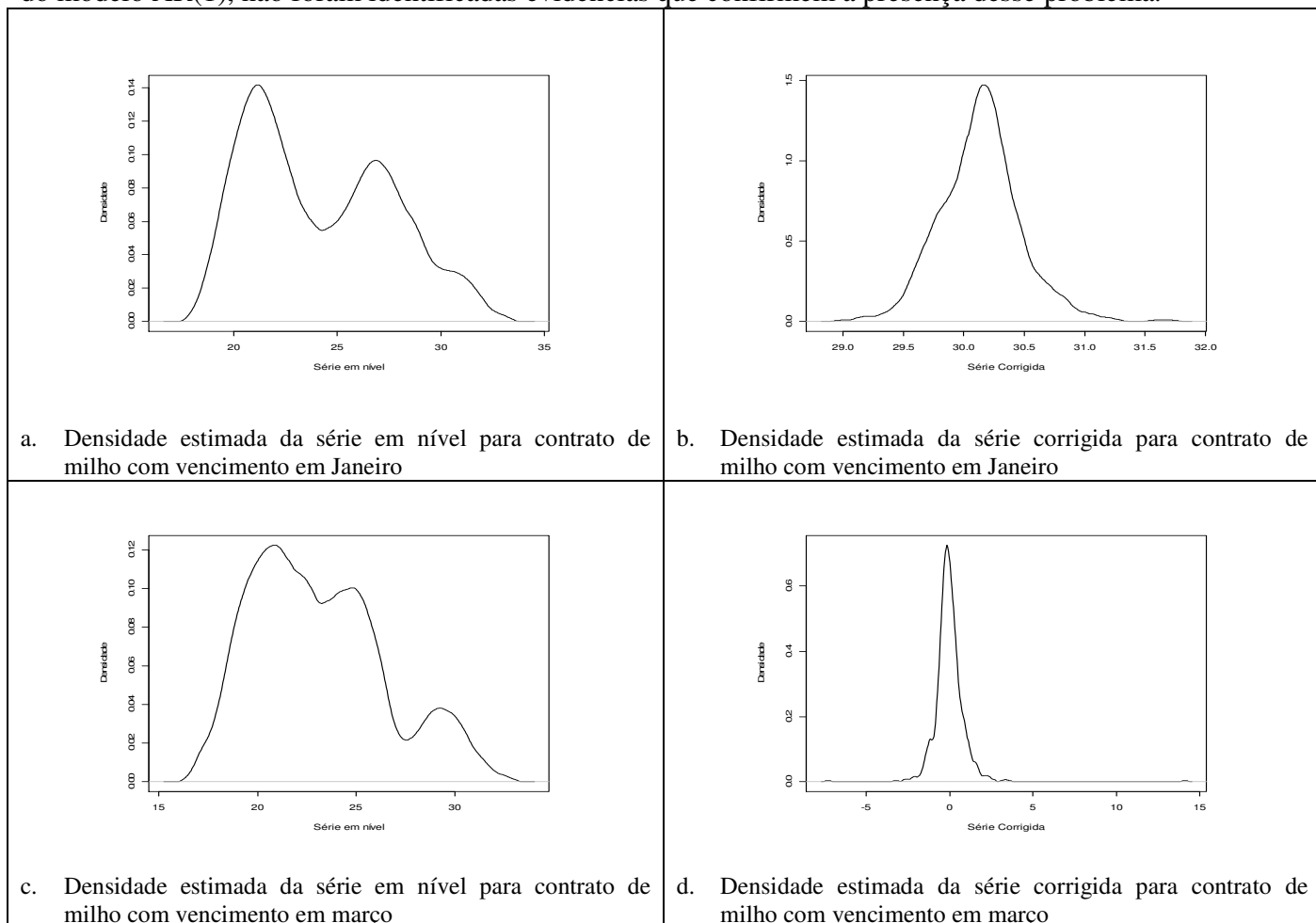
Baseados nos resultados observados no teste assim como da análise dos resíduos ao quadrado (a partir das funções de correlação e funções de correlação parcial dos resíduos ao quadrado), estimou-se um modelo AR(1)-GARCH(1,1).

Uma vez estimado o modelo correspondente a correção da série, pois esse modelo busca ajustar-se a série da melhor maneira possível levando-se em consideração os problemas nela associados, observa-se que os resíduos dessa estimativa deverão ser compostos somente pelo elemento aleatório dos preços futuros.

Dessa maneira, o uso desses resíduos nas estimativas das densidades deverá informar o real comportamento aleatório dos preços. O resultado obtido nas estimativas não surpreende pois, a maioria das séries de preço associada a mercados financeiros, e em mercados de derivativos agrícolas, apresenta componente da variância condicional ao tempo, e esse componente é muitas vezes modelado através de um modelo GARCH (1,1), ou então GARCH (1,0) (ENDERS, 2010).



A seguir serão apresentados os resultados da análise feita para o caso dos preços futuros de milho negociados com vencimento em março. Utilizando a série em sua primeira diferença, estimou-se o modelo mais adequado às observações. O modelo mais adequado, da mesma maneira que para a série de preços de milho com vencimento em janeiro, foi um modelo AR(1). Porém, no que se refere à identificação de problemas relacionados à variância condicional, através do teste de Ljung-Box utilizando os resíduos obtidos do modelo AR(1), não foram identificadas evidências que confirmem a presença desse problema.



Quadro 1 – Densidades estimadas para preços em nível e preços corrigidos para contratos futuros de milho com vencimento em janeiro e março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, com relação a estimação de densidade, conforme foi proposto na metodologia, utilizou-se estimativas não-paramétricas para cada uma das densidade dos preços. Conforme havia sido dito, no caso dos preços, o uso de métodos não-paramétricos permite um melhor ajuste da distribuição às observações. Os resultados podem ser divididos nos casos em que a série é dada pelos preços em nível e outro caso em que foram ajustadas pelos respectivos modelos temporais. No primeiro dos casos, em que as séries utilizadas dizem respeito aos preços em nível, pode-se observar que em todos os preços, a distribuição apresentou multi-modalidade. Distribuições paramétricas em geral não conseguem captar o componente leptocúrtico nas distribuições, enquanto que distribuições não-paramétricas conseguiram captar muito bem esse problema.

## 5.2 Distribuições marginais das produtividades

Nessa seção serão apresentados os resultados das estimações de densidade obtidas para as produtividades corrigidas, conforme proposto na metodologia. Uma vez corrigidas as séries, estimou-se por máxima verossimilhança os parâmetros referentes à distribuição beta para cada uma das séries.

Os resultados obtidos pela estimação dos parâmetros relativos à distribuição de probabilidade beta dos municípios de Sarandi/PR e Pirai do Sul/PR mostraram-se significativos e estão apresentados no Quadro 2. O resultado dessas estimativas permitirá simular o número necessário de observações e as respectivas probabilidades cumulativas que sejam úteis para o pareamento com as probabilidades referentes aos preços e assim permitirem a obtenção das estimativas das cópulas.

Parâmetros para distribuição Beta: Município de Sarandi		
Distribuição Beta (com razão de 10000)	$\hat{\alpha}_{sarandi}$	10,825* (2,983)
	$\hat{\beta}_{sarandi}$	6,368* (1,727)
Parâmetros para distribuição Beta: Município de Pirai do Sul		
Distribuição Beta (com razão de 12000)	$\hat{\alpha}_{pirai}$	13,272* (3,433)
	$\hat{\beta}_{pirai}$	4,796* (1,199)

Quadro 2 – Resultado da estimação dos parâmetros da distribuição Beta para a produtividade nos municípios de Sarandi/PR e Pirai do Sul/PR.

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

\*\*\*Significativo a 10%.

## 5.3 Estimações das cópulas

Nessa seção serão tratados os resultados dos testes de independência dos parâmetros das cópulas, assim como os testes de ajuste do modelo (*goodness of fit test*) das estimações das cópulas. Vale destacar que o teste de independência serial coincide com o teste de independência quando há somente duas variáveis (KOJADINOVIC; YAN, 2010). Depois de estimadas as probabilidades cumulativas marginais não paramétricas dos preços futuros (com os diversos vencimentos), assim como as estimativas das probabilidades cumulativas marginais baseadas na distribuição beta das produtividades em Sarandi e em Pirai do Sul, é que será possível utilizar o método de estimação por Inferência sobre Margens. Porém, é interessante primeiramente visualizar o comportamento das probabilidades cumulativas marginais das variáveis, que deverão ser relacionadas para obtenção das cópulas, a partir dos gráficos de dispersão dessas probabilidades.

Serão feitas doze (12) relações. As seis primeiras referem-se ao comportamento conjunto da produtividade na região de Sarandi em relação a cada um dos três preços futuros e as respectivas correções. As outras seis relações serão obtidas a partir das relações feitas entre a produtividade em Pirai do Sul e os três níveis de preços (três vencimentos) e as respectivas séries corrigidas.

Assim sendo, buscou-se inicialmente verificar a presença de independência entre a variável produtividade e variável preço futuro. Para isso utilizou-se o Teste de Independência baseado na Estatística de Cramer-von Mises. Para descrever a dependência entre as variáveis e obter estimativas das probabilidades conjuntas a partir das probabilidades marginais das variáveis, estimou-se quatro tipos de cópulas. Duas delas são cópulas arquimedianas, descritas pelas Cópulas Clayton e Frank (deixou-se de lado a cópula Gumbel por se tratar de uma cópula para descrição de valores extremos), e duas cópulas elípticas, sendo elas as cópulas Gaussianas (normal) e t. A escolha dessas cópulas foram dadas pela utilização em Tejada e Goodwin (2008). Embora esses autores tenham utilizado somente a cópula Frank, Gaussiana e t, foi incorporada nesse trabalho a análise da cópula Clayton, por se tratar de outra cópula arquimediana relevante.

Séries de preços corrigidas	Município de Sarandi/PR			Município de Pirai do Sul/PR		
Preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro	Teste de Independência			Teste de Independência		
	0,04903629***			0,05607286***		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo
	Clayton	-0,04754474	0,02725717	Clayton	-0,008606123***	0,04803919***
	<b>Frank</b>	<b>-0,4762622*</b>	<b>0,02470408</b>	<b>Frank</b>	<b>-0,4423132*</b>	<b>0,02833797</b>
	Gaussiana (normal)	-	0,02477204	Gaussiana (normal)	-0,04880791**	0,03309303***
	t (com 10 graus de liberdade)	-	0,02616817	t (com 10 graus de liberdade)	-0,06103812**	0,03199583***
Preços futuros corrigidos com vencimento em março	Teste de Independência			Teste de Independência		
	0,05729846**			0,123105*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo
	Clayton	-0,04438799	0,03157498	Clayton	-0,0872894**	0,04696816***
	<b>Frank</b>	<b>-0,447553*</b>	<b>0,02770114</b>	<b>Frank</b>	<b>-0,8005361**</b>	<b>0,02963602***</b>
	Gaussiana (normal)	-0,07656358**	0,02665756	Gaussiana (normal)	-0,1262977**	0,03158128***
	t (com 10 graus de liberdade)	-	0,02903073**	<b>t (com 10 graus de liberdade)</b>	<b>-0,1317501**</b>	<b>0,02837386</b>

Quadro 3 – Teste de Independência, estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste do modelo para as relações de dependência entre produtividade em Sarandi/PR e Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro, março e maio

Fonte: Resultado da pesquisa.

\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

\*\*\*Significativo a 10%.

Porém, o que se observou ao se proceder ao Teste de Ajuste do Modelo é que em nenhum dos casos a estatística indicou a cópula mais adequada quando se utiliza as séries de preços futuros em nível. As estatísticas (não apresentadas no trabalho) indicaram que essa determinada cópula não é a melhor para se ajustar as respectivas observações. Conforme pode se observar Genest, Rémillard e Beaudoin (2009) e Kojadinovic e Yan (2010), esse teste ainda vem sofrendo algumas modificações, por se tratar de um teste baseado em simulações, e não construído ainda sobre bases assintóticas. Por esse motivo, a utilização desse teste apresenta algumas limitações, e conseqüentemente resulta em implicações sobre o problema a ser tratado. Em especial, o trabalho de Kojadinovic e Yan (2010) discute sobre a presença de resultados indesejados como não ajuste de cópulas a determinadas observações. Existem sugestões por parte desses mesmos autores, assim como de Genest, Rémillard e Beaudoin (2009) para a investigação de sensibilidade do teste e para melhorar os procedimentos de análise para cópulas com uma estrutura específica, como é o caso da utilizada nesse trabalho, ou seja, as cópulas Clayton, Frank, Gaussiana e t. Por esse motivo utilizam-se as séries corrigidas.

Um resultado interessante é que os parâmetros estimados, além de serem em grande parte significativos, permitiram que se fosse feita inferências mais relevantes sobre o ajuste do modelo. Pode-se observar que os modelos propostos (ou seja, todas as cópulas propostas) se ajustaram muito bem às observações. Como os gráficos de dispersão permitiram observar, os parâmetros estimados (e significativos)

indicam uma relação inversa, porém próxima a independência (corroborados pelos testes de independência e pelos próprios valores dos parâmetros, como por exemplo, o parâmetro gaussiano, que representa a correlação entre as probabilidades marginais).

Como todos os modelos se adequam às observações, optou-se pelo parâmetro mais significativo, e se o nível de significância for o mesmo, adota-se a cópula mais simples. Assim sendo, tomando como exemplo o caso das relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro e produtividade em Sarandi, optou-se pela cópula Frank com parâmetro  $-0,4762$ , que é o parâmetro mais significativos entre os estimados e que pertencem às respectivas cópulas que melhor se ajustaram aos dados.

Tendo em vista esse procedimento de escolha da cópula mais adequada para a determinação das relações entre produtividade e níveis de preços (corrigidos ou não), foram realizados os testes de independência para inferências com relação à independência entre os preços futuros não corrigidos e corrigidos com a série de produtividade de Pirai do Sul/PR, e em seguida testou-se o ajuste dos modelos estimados aos dados. Semelhantemente ao caso observado para a produtividade em Sarandi e preços não corrigidos, as cópulas estimadas não foram adequadas (de acordo com o teste de ajuste do modelo) para expressar a relação entre as variáveis. Optou-se, portanto pelas cópulas obtidas a partir das séries de preços futuros corrigidos.

Por fim, as relações entre preços futuros corrigidos e produtividade em Pirai do Sul não indicam independência, e nesse caso específico, determinadas cópulas estimadas são capazes de se ajustar aos dados adequadamente. Um exemplo disso é o caso da relação entre preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro e produtividade em Pirai do Sul. Nesse caso, observa-se que a cópula Frank se ajusta de forma satisfatória aos dados (produtividade e preço), indicado pelo teste de ajuste do modelo (sendo a estatística não significativa, indica que tal modelo se adequa aos dados). Portanto, para a relação proposta, a cópula Frank com parâmetro  $-0,4423$  será utilizada para os cálculos das probabilidades conjuntas dos preços corrigidos com vencimento em janeiro e produtividades em Pirai do Sul.

## **5.4 Obtenções das taxas de prêmio**

As taxas de prêmio, calculadas a partir de (3), estão apresentadas no Anexo A. No entanto, conforme pode ser observado nesse mesmo anexo existe uma grande diversidade de resultados para os cenários propostos, ou seja, para cada um dos municípios paranaenses e a combinação para cada uma das séries de preços futuros com diferentes vencimentos. Além disso, como uma forma de ampliar a discussão com relação às taxas de prêmio, optou-se por apresentar as taxas de prêmio baseadas nos níveis de cobertura sob valores máximos observados. Tradicionalmente, a apresentação das taxas é feita levando-se em consideração níveis de cobertura sob a média (OZAKI, 2005), no entanto, para garantir maior variabilidade de níveis de cobertura, optou-se pelo cálculo das taxas de prêmio também baseados nos valores máximos das variáveis. Como será apresentado nas subseções a seguir, isso não trará consequências às análises.

A seguir serão apresentados os resultados das taxas de prêmio calculadas sob os diferentes cenários e analisadas buscando identificar as diferenças apresentadas entre cada um deles.

### **5.4.1 Taxas de prêmio: Sarandi e Pirai do Sul**

Nos Quadro 4 ao Quadro 6 estão apresentadas as taxas de prêmio para os municípios de Sarandi e Pirai do Sul, respectivamente, com relação ao preço futuro (corrigido) com vencimento em janeiro. Esses quadros serão tomados como referência para a análise das diferenças entre as taxas de prêmio obtidas para essas duas regiões.

Nota-se ao comparar esses dois quadros que as taxas de prêmio para a região de Pirai do Sul são consideravelmente menores que as taxas de prêmio para a região de Sarandi. Vale lembrar que essas taxas são baseadas nas probabilidades conjuntas e na esperança das perdas, conforme a equação (3) e a resposta a essa diferença entre as taxas nessas duas regiões deverá levar em consideração esses dois elementos. As

probabilidades conjuntas cumulativa dos preços em geral, relacionados à região de Sarandi apresentaram um maior acúmulo no que se refere às perdas, quando comparado à probabilidade conjunta cumulativa associada à região de Pirai do Sul e os preços. No que diz respeito à expectativa de perda, em ambas as regiões se observou semelhantes (proporcionais) níveis de perdas. Vale destacar, o que já era de se esperar, que o montante monetário pago por uma apólice de seguro de renda (ou seja, a renda garantida vezes a taxa de prêmio) para um determinado produtor rural de milho em Pirai do Sul será superior aos pagos por produtores localizados em Sarandi, para um mesmo mês de referência. Isso decorre diretamente dos maiores níveis de produtividade observados na região de Pirai do Sul.

E enfim, as taxas de prêmios para os preços com diferentes vencimentos, assim como para as séries de preço corrigidas, apresentam o mesmo comportamento quando se refere às diferenças entre as regiões.

#### **5.4.2 Taxas de prêmio: meses de vencimento**

Outro resultado observado diz respeito à diferença entre as taxas de prêmio para mesmos níveis de cobertura de produtividade e de preços, quando se altera os meses de vencimento dos preços futuros (ou ainda a referência dos preços para o período de colheita). Toma-se, por exemplo, os quadros Quadro 4 e Quadro 5. Esses quadros indicam os diferentes vencimentos para os preços futuros de milho, com relação ao município de Sarandi. Para os diferentes vencimentos (referência de colheita), é possível observar que quanto mais tardio o vencimento, maiores serão as taxas de prêmio. Esse resultado também ocorre para a região de Pirai do Sul. Para um mesmo nível de cobertura de produtividade e preços em diferentes vencimentos, é possível observar essas diferenças. Toma-se o nível de cobertura de 92% para os preços e 70% para as produtividades (nesse exemplo, para Sarandi). Observa-se que o prêmio pago por um produtor interessado nesse seguro deverá ser de 0,08% e 6,80% para janeiro e março, respectivamente. Isso resulta dos maiores níveis de preços observados nos períodos de colheitas precoces.

Tendo em vista a produção de milho no norte e noroeste paranaense, onde se localizam as regiões de Sarandi e Pirai do Sul, respectivamente, é pertinente que a colheita ocorra no mês de março. E para esse tipo de colheita, os preços futuros de referência são aqueles com vencimento nos meses de março. Com a colheita ocorrendo nesse período, é de se esperar que ocorressem menores probabilidades cumulativas de perdas associadas à produtividade e a preços para esses períodos, no entanto, observam-se menores níveis de preços, em decorrência da maior oferta do produto nesse período. Esse é um dos motivos que levam as taxas de prêmio em março ser maiores que as em janeiro. Um exercício interessante para eventuais aplicações de seguro de renda é o planejamento do plantio e colheita pelo produtor rural, no caso desse trabalho para a cultura de milho.

O planejamento adequado do produtor irá permitir, por exemplo, pagar menores taxas de prêmios para um seguro de renda que o proteja, ou ainda antecipar o plantio e colheita por eventuais necessidades de caixa, mesmo pagando menores taxas de prêmio (mas deve-se destacar que as taxas são menores, mas não necessariamente os valores monetários).

#### **5.4.3 Taxas de prêmio: diferenças entre níveis de cobertura de produtividade e de preços**

Existe um comportamento interessante relacionado aos valores das taxas de prêmio quando se elevam os níveis de cobertura dos preços assim como as produtividades. O que se observa é que, em geral, elevações do nível de cobertura da produtividade (esse resultado é aplicado para ambas as regiões) resultam em um menor aumento das taxas de prêmio do que se comparado a aumentos do nível de cobertura dos preços futuros (para todos os vencimentos). No Quadro 4, em que são apresentadas as taxas de prêmio para o município de Sarandi e para os preços futuros de milho com vencimento em janeiro, observa-se que a partir da fixação de um nível de cobertura dos preços (no caso, a partir de 92%), uma elevação dos prêmios pagos pelo produtor ao se elevar o nível de cobertura da produtividade é menos que proporcional ao se fixar um determinado nível de cobertura da produtividade e variar a cobertura dos preços. A consequência disso é que

se um determinado produtor rural deseja se proteger de eventuais mudanças em sua receita obtida da produção de milho, e irá recorrer a seguro de renda, a seguradora responsável pelo fornecimento desse seguro poderá oferecer a proteção ao produtor de acordo com o tipo de comportamento da produtividade ou período de colheita desse produtor. Nesse caso, se o produtor tem receio de variações mais acentuadas em sua produtividade, optará por maiores níveis de cobertura de produtividade, e menores de preços, o que irá lhe permitir menores prêmios para a mesma receita garantida do que se ele opta-se por maiores proteções nos preços e menores na produtividade.

## 6 Conclusões

O principal objetivo desse artigo foi calcular as taxas de prêmio relacionadas a um seguro de renda para a cultura de milho em duas diferentes regiões produtivas no estado do Paraná, e para diferentes preços futuros, buscando dessa forma garantir diferentes períodos de colheita.

Alguns resultados apresentados são extremamente interessantes para análise, por exemplo, o comportamento individual de séries de preço futuro, das produtividades nos municípios de Sarandi e Pirai do Sul, assim como o comportamento conjunto dessas variáveis. Buscou-se contribuir de alguma forma para análises do risco atrelado ao comportamento conjunto de variáveis agropecuárias, como, no caso desse trabalho, da produtividade e do preço, compondo assim a receita. Outras aplicações poderiam ser feitas, como analisar o risco associado ao comportamento conjunto de dois ou mais tipos de derivativos agropecuários e dessa forma garantir informações sobre o risco desses ativos conjuntamente a um determinado *hedger*.

Mas as principais conclusões dizem respeito às taxas de prêmios propriamente ditas. Notou-se uma grande diversificação das taxas de prêmio de acordo com a região e de acordo com o tipo de preço (vencimento ou ainda, tipo de colheita) que se utiliza para a sua obtenção. Mas isso permite tirar algumas conclusões. A primeira delas é a de que um adequado planejamento do plantio, e conseqüentemente da colheita permitirão ao produtor rural, obter uma taxa de prêmio menor quando se contrata um seguro de renda.

Além disso, diferentes regiões de produção garantem diferentes taxas. Evidentemente que, para uma seguradora, isso é necessário, tendo em vista as peculiaridades de cada uma das regiões no que se refere aos comportamentos de risco, que nesse caso estarão atrelados unicamente ao componente produtivo.

Retomando um ponto importante das conclusões, que são as taxas de prêmio e as conseqüências de políticas públicas para o seguro de renda, em especial, as políticas federais e estaduais de manutenção da renda e de subvenção ao prêmio. As políticas governamentais de manutenção de renda na agricultura, principalmente com o intuito de evitar o êxodo rural, teriam no seguro de renda bases para garantir pelo menos a renda de um produtor rural que seja suficiente para manter sua família e sua atividade para o próximo ano safra. Mesmo que a iniciativa privada não consiga sustentar um tipo política de seguro de renda, o governo poderia em conjunto com a iniciativa privada conceder uma subvenção do prêmio e incentivar os produtores rurais a se protegerem e dessa maneira, garantindo-lhes uma renda mínima.

Porém, ainda restam algumas perguntas a serem respondidas. Entre elas, qual será a receptividade do produtor rural, e em especial, os pequenos e médios produtores, a essa ferramenta? Ou ainda, será que as seguradoras ofertarão esse tipo de seguro? Se ele será vantajoso economicamente? A essa última questão já existem respostas, já que recentemente seguradoras (como é o caso da Aliança do Brasil) lançaram seguros no intuito de proteger o faturamento dos produtores, emora ainda na forma de projeto piloto, mas pelo menos uma iniciativa.

Como forma de política econômica, a manutenção da renda de produtores rurais é fundamental para o crescimento sustentável da agricultura, porém a análise do ambiente institucional para a criação e aplicação de uma ferramenta como essa é fundamental para o êxito dessa ferramenta e de uma política pública de manutenção de renda amparada pela oferta desse modelo de seguro. A receptividade dos seguros pelos

produtores rurais está atrelada ao montante de prêmio exigido por ele, e do ponto de vista da seguradora, o montante recebido. É por esse motivo que a análise torna-se necessária.

Para trabalhos futuros, fica a sugestão de outras praças produtoras de milho, ou mesmo outras *commodities*, assim como um diferente tratamento para as cópulas e melhoria para os testes de inferência, principalmente sob a perspectiva não paramétrica, que apresentariam um melhor ajuste às observações, o que garantiriam melhores inferências. Para isso, será recomendado um empenho na parte computacional e, no que se refere a testes, um melhor estudo sobre as propriedades assintóticas dos testes.

## Referências

BERG, D. Copula goodness-of-fit testing: an overview and power comparison. Oslo: University of Oslo. Department of Mathematic. 2007. 29 p. (Statistical Research Report, 5).

BERG, D.; AAS, K. Models for construction of multivariate dependence: A comparison study. The European Journal of Finance, Londres, v. 15, n. 2, p. 639–659. Maio 2007.

BERG, D.; QUESSY, J.F. Local sensitivity analyses of goodness-of-fit tests for copulas. Scandinavian Journal of Statistics, Boston, v. 36, n. 3, p. 389–412. Sep. 2009.

BIELZA, M.; GARRIDO, A.; SUMPSI, J.M. Revenue insurance as an income stabilization policy: an application to the Spanish olive oil sector. 2002. Disponível em: <<http://www.inra.fr/esr/publications/cahiers/pdf/bielza.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2011.

BIELZA, M.; STROBLMAIR, J.; GALLEGRO, J. Agricultural risk management in Europe. 2007. Disponível em: <[http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/9252/1/Bielzaetal07\\_AgRiskMgtEurope\\_EAAEBerlin\\_web.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/9252/1/Bielzaetal07_AgRiskMgtEurope_EAAEBerlin_web.pdf)>. Acesso em: 10 fev. 2011.

BLUM, J.; KIEFER, J.; ROSENBLATT, M. Distribution free tests of independence based on the sample distribution function. Annals of Mathematical Statistics, Ithaca, v. 32, n.2, p. 485-498. 1961.

CHERUBINI, G.; VECCHIATO, W.; LUCIANO, E.; Copula models in finance. New York: John Wiley & Sons. 2004. 308 p.

DEHEUVELS, P. A nonparametric test for independence. Paris: Université de Paris, Institut de Statistique, 1981. Não paginado. Mimeografado.

DIAZ-CANEJA, M. B.; CONTE, C. G.; PINILLA, F. J. G.; STROBLMAIR, J.; CATENARO, R.; DITTMANN, C. Risk management and agricultural insurance schemes in Europe. 32 p. 2009. (JRC Reference Reports, 23943).

DUGUÉ, D. Sur les tests d'indépendance indépendants de la loi. Comptes Rendus de l'Académie des Sciences de Paris, Série A, Paris, n. 281, p. 1103-1104, 1975.

ENDERS W. Applied econometrics time series. New York: John Wiley & Sons, 2010. 517 p.

ENGLE, R.F.; LILIEN, D.M.; ROBINS, R.P. Estimating time varying risk premia in the term structure: the arch-M Model. Econometrica, New York, v. 55, n. 2, p. 391-407, Mar. 1987.

FARMDOC. Farm insurance. 2010. Disponível em: <<http://www.farmdoc.illinois.edu/cropins/index.asp>>. Acesso em: 2 fev. 2011.

GENEST, C.; QUESSY, J.-F.; RÉMILLARD, B. Asymptotic Local Efficiency of Cramér-Von Mises Tests for Multivariate Independence. The Annals of Statistics, Zurich, v. 35, n. 1, p. 166-191. Feb. 2007.

GENEST, C.; RÉMILLARD, B. Tests of independence and randomness based on the empirical copula process. Test, New York, v. 13, n. 2, p. 335-369, Jun. 2004.

GENEST, C.; RÉMILLARD, B. Validity of the Parametric Bootstrap for Goodness-of-Fit Testing in Semiparametric Models. *Annales de l'Institut Henri Poincaré: Probabilités et Statistiques*, North Carolina, n. 44, p. 1096-1127. 2008.

GOODWIN, B.K.; MAHUL, O. Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts. Washington: World Bank Policy Research, 2004, 38 p. (Working Paper, 3392).

IOWA STATE UNIVERSITY - ISU. Crop revenue insurance. 2009. Disponível em: <[http://www2.econ.iastate.edu/research/webpapers/paper\\_10259.pdf](http://www2.econ.iastate.edu/research/webpapers/paper_10259.pdf)>. Acesso em: 6 abr. 2011.

JOE, H. Asymptotic efficiency of the two-stage estimation method for copula-based models. *Journal of Multivariate Analysis*, Vancouver, v. 94, n. 3, p. 401-419. Jul. 2005.

JOE, H. *Multivariate models and dependence concepts*. London: Chapman and Hall, 1997. 424 p.

JOE, H.; XU, J.J. The estimation method of inference functions for margins for multivariate models. Department of Statistics University of British Columbia, Vancouver, 1996. (Technical Report, 166).

KANG, M.G. Innovative agricultural insurance products and schemes. *Agricultural Management, Marketing and Finance Occasional Paper*, Roma, n. 12, p. 1-64. 2007.

KOJADINOVIC, I.; HOLMES, M. Tests of independence among continuous random vectors based on Cramér-von Mises functionals of the empirical copula process. *Journal of Multivariate Analysis*, Orlando, v. 100, n. 6, p. 1137-1154, Jul. 2009.

KOJADINOVIC, I.; YAN, J. Modeling multivariate distributions with continuous margins using the copula R package. *Journal of Statistical Software*, Alexandria, v. 34, n. 9. p. 23-52, May 2010.

KOJADINOVIC, I.; YAN, J.; HOLMES, M. Fast large-sample goodness-of-fit test for copulas. *Statistica Sinica*, Hong-Kong. 2010. No prelo.

LAWAS, C.P. Crop insurance premium rate impacts of flexible parametric yield distributions: an evaluation of the johnson family of distributions. 2005. 81 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada e Agrícola) - Texas Tech University, Lubbock, 2005.

MAKKI, S. S.; SOMWARU, A. L. Asymmetric Information in Cotton Insurance Markets: Evidence from Texas. 2002. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19827/1/sp02ma03.pdf>>. Acesso em: 14 maio 2011.

MIQUELETO, G.J. Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o Brasil: evidências teóricas e empíricas. 2011. 204 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011, em impressão.

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. *Introduction to the theory of statistics*. 3 ed. New York: McGraw – Hill, 1974. 564 p.

NELSEN, R.B. *An introduction to copulas*. New York: Springer. 2006. 270 p.

NELSON, C.H.; PRECKEL, P.V. The conditional beta distribution as a stochastic production function. *American Journal of Agricultural Economics*, Oxford, v. 71, n. 2, p. 370-378, May 1989.

OZAKI, V.A. Métodos atuariais aplicados à determinação da taxa de prêmio de contratos de seguro agrícola: um estudo de caso. 2005. 347 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

QUESSY, J. F. Theoretical efficiency comparisons of independence tests based on multivariate versions of Spearman's rho. *Metrika*, Heidelberg, v. 70, n. 3, p 315-338. Aug. 2009.



ROTA, G. C. On the foundations of combinatorial theory. *Wahrscheinlichkeitstheorie und Verw. Gebiete*. Berlin, v. 2, n. 2, p. 340-368. Jul. 1964.

SILVA FILHO, O. C.; ZIEGELMANN, F. A. Dependência e Cálculo do Valor em Risco (VaR) entre Índices de Mercados Financeiros Usando Cópulas Condicionais Tempo-Variantes. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE08/paper/download/437/58>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

SILVERMAN, B. W. *Density estimation for statistics and data analysis*. London: Chapman and Hall. 1986. 175 p.

SKEES, R. J.; HARWOOD, J.; SOMWARU, A.; PERRY, J. The Potential for Revenue Insurance Policies in the South. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Minneapolis, v. 30, n.1, p. 47-61. Jul. 1998

SKLAR, A. Fonctions de répartition à n-dimensions et leurs marges. *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris*, Paris, v. 8, p. 229-231, 1959.

TEJEDA, H.A.; GOODWIN, H.A. Modeling crop prices through a Burr distribution and analysis of correlation between crop prices and yields using a Copula method. 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6061/2/sp08te01b.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2010.

VEDENOV, D. Application of Copulas to Estimation of Joint Crop Yield Distributions. 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6264/2/464004.pdf>>. Acesso em: 24 jan. 2011.

XU, J. J. *Statistical modelling and inference for multivariate and longitudinal discrete response data*. 1996. 270 p. Tese (Doutorado em Estatística) - University of British Columbia, Vancouver, 1996.

## Anexo

### ANEXO A – Taxas de Prêmio para dois municípios e para três níveis de preços corrigidos.

		Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em Janeiro				
		92%	94%	96%	98%	100%
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	70%	0,01%	0,71%	5,49%	6,92%	7,07%
	72%	0,02%	0,87%	6,60%	8,60%	8,70%
	74%	0,02%	1,06%	8,13%	10,27%	10,81%
	76%	0,02%	1,28%	9,71%	12,64%	12,83%
	78%	0,03%	1,55%	11,76%	14,97%	15,11%
	80%	0,04%	1,84%	13,83%	17,38%	17,51%
	82%	0,04%	2,16%	16,03%	20,02%	20,36%
	84%	0,05%	2,49%	18,25%	23,13%	23,12%
	86%	0,05%	2,83%	20,95%	26,11%	26,43%
	88%	0,06%	3,24%	23,60%	29,50%	29,73%
	90%	0,07%	3,65%	26,47%	32,94%	33,33%
	92%	0,08%	4,10%	29,40%	36,61%	37,21%
	94%	0,09%	4,56%	32,46%	40,60%	41,08%
96%	0,10%	5,03%	35,86%	44,55%	45,37%	
98%	0,11%	5,56%	39,13%	48,85%	49,20%	
100%	0,12%	6,07%	42,70%	52,63%	52,84%	

Quadro 4 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nos valores máximos observados de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em março															
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%	
	60%	0,00%	0,00%	0,03%	0,79%	2,16%	2,24%	2,22%	2,19%	2,15%	2,20%	2,18%	2,18%	2,17%	2,19%
	62%	0,00%	0,00%	0,04%	1,02%	2,78%	2,86%	2,81%	2,78%	2,83%	2,83%	2,80%	2,82%	2,79%	2,78%
	64%	0,01%	0,01%	0,05%	1,28%	3,51%	3,53%	3,62%	3,60%	3,59%	3,58%	3,59%	3,55%	3,49%	3,51%
	66%	0,01%	0,01%	0,06%	1,60%	4,29%	4,51%	4,53%	4,52%	4,52%	4,48%	4,45%	4,40%	4,43%	4,52%
	68%	0,01%	0,01%	0,07%	1,97%	5,46%	5,62%	5,58%	5,61%	5,59%	5,49%	5,50%	5,54%	5,64%	5,60%
	70%	0,01%	0,01%	0,09%	2,47%	6,68%	6,85%	6,93%	6,83%	6,74%	6,80%	6,88%	6,93%	6,91%	6,88%
	72%	0,01%	0,01%	0,11%	2,99%	8,15%	8,36%	8,31%	8,20%	8,28%	8,40%	8,40%	8,41%	8,34%	8,42%
	74%	0,01%	0,01%	0,13%	3,62%	9,75%	9,94%	9,89%	10,03%	10,14%	10,12%	10,12%	10,06%	10,09%	10,15%
	76%	0,02%	0,02%	0,16%	4,28%	11,48%	11,82%	12,00%	12,15%	12,08%	12,01%	12,14%	12,08%	12,07%	12,08%
	78%	0,02%	0,02%	0,18%	5,02%	13,54%	14,14%	14,38%	14,31%	14,17%	14,30%	14,25%	14,25%	14,22%	14,26%
	80%	0,02%	0,02%	0,21%	5,88%	16,18%	16,74%	16,80%	16,58%	16,74%	16,71%	16,67%	16,65%	16,67%	16,73%
	82%	0,03%	0,03%	0,25%	7,01%	18,86%	19,43%	19,27%	19,43%	19,44%	19,36%	19,31%	19,32%	19,37%	19,36%
	84%	0,03%	0,03%	0,29%	8,14%	21,72%	22,11%	22,34%	22,38%	22,31%	22,30%	22,25%	22,31%	22,23%	22,21%
	86%	0,04%	0,04%	0,34%	9,33%	24,50%	25,40%	25,53%	25,45%	25,41%	25,43%	25,49%	25,40%	25,28%	25,23%
88%	0,04%	0,04%	0,39%	10,48%	27,98%	28,81%	28,82%	28,78%	28,76%	28,88%	28,76%	28,61%	28,53%	28,53%	
90%	0,05%	0,05%	0,44%	11,96%	31,45%	32,26%	32,33%	32,31%	32,43%	32,32%	32,15%	32,07%	31,96%	31,73%	
92%	0,05%	0,05%	0,50%	13,39%	34,92%	35,95%	36,06%	36,17%	36,03%	35,82%	35,72%	35,63%	35,27%	35,01%	
94%	0,06%	0,06%	0,55%	14,87%	38,57%	39,68%	39,99%	39,86%	39,66%	39,52%	39,41%	38,99%	38,64%	38,16%	
96%	0,07%	0,07%	0,61%	16,41%	42,38%	43,72%	43,78%	43,54%	43,45%	43,31%	42,83%	42,44%	41,81%	41,17%	
98%	0,07%	0,08%	0,67%	18,04%	46,36%	47,52%	47,52%	47,37%	47,23%	46,76%	46,30%	45,61%	44,80%	44,05%	
100%	0,08%	0,08%	0,74%	19,69%	50,13%	51,33%	51,27%	51,20%	50,70%	50,17%	49,43%	48,54%	47,62%	46,76%	

Quadro 5 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nos valores máximos observados de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em março.

Fonte: Resultados da pesquisa.

		Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em Janeiro				
		92%	94%	96%	98%	100%
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	60%	0,00%	0,05%	0,37%	0,47%	0,47%
	62%	0,00%	0,07%	0,52%	0,66%	0,66%
	64%	0,00%	0,09%	0,72%	0,89%	0,93%
	66%	0,00%	0,13%	0,99%	1,26%	1,25%
	68%	0,00%	0,18%	1,34%	1,67%	1,70%
	70%	0,00%	0,23%	1,76%	2,25%	2,29%
	72%	0,01%	0,30%	2,35%	2,98%	3,01%
	74%	0,01%	0,41%	3,07%	3,87%	3,90%
	76%	0,01%	0,52%	3,94%	4,93%	4,96%
	78%	0,01%	0,66%	4,95%	6,22%	6,23%
	80%	0,02%	0,82%	6,18%	7,71%	7,70%
	82%	0,02%	1,02%	7,55%	9,41%	9,48%
	84%	0,02%	1,24%	9,15%	11,47%	11,56%
	86%	0,03%	1,49%	11,05%	13,87%	13,95%
	88%	0,03%	1,79%	13,32%	16,52%	16,70%
	90%	0,04%	2,16%	15,62%	19,61%	19,74%
	92%	0,05%	2,52%	18,42%	22,93%	22,84%
94%	0,06%	2,96%	21,34%	26,31%	26,52%	
96%	0,07%	3,42%	24,31%	30,22%	30,59%	
98%	0,08%	3,89%	27,71%	34,53%	34,85%	
100%	0,09%	4,44%	31,44%	38,97%	39,32%	

Quadro 6 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nos valores máximos observados de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

		Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em março													
		74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	60%	0,01 %	0,01 %	0,04 %	0,14%	0,30%	0,36%	0,39%	0,39%	0,40%	0,40%	0,41%	0,41%	0,41%	0,44%
	62%	0,01 %	0,01 %	0,06 %	0,21%	0,44%	0,52%	0,56%	0,57%	0,57%	0,58%	0,59%	0,59%	0,60%	0,63%
	64%	0,02 %	0,02 %	0,07 %	0,29%	0,63%	0,76%	0,80%	0,82%	0,83%	0,84%	0,84%	0,84%	0,84%	0,88%
	66%	0,02 %	0,02 %	0,08 %	0,40%	0,92%	1,07%	1,13%	1,14%	1,16%	1,17%	1,16%	1,16%	1,15%	1,19%
	68%	0,02 %	0,02 %	0,10 %	0,55%	1,28%	1,50%	1,56%	1,58%	1,58%	1,59%	1,59%	1,57%	1,56%	1,60%
	70%	0,02 %	0,02 %	0,12 %	0,73%	1,78%	2,05%	2,13%	2,12%	2,13%	2,12%	2,11%	2,09%	2,09%	2,12%
	72%	0,03 %	0,03 %	0,14 %	0,99%	2,43%	2,76%	2,80%	2,82%	2,80%	2,78%	2,76%	2,77%	2,74%	2,78%
	74%	0,03 %	0,03 %	0,16 %	1,29%	3,25%	3,59%	3,68%	3,65%	3,62%	3,61%	3,60%	3,56%	3,57%	3,59%
	76%	0,03 %	0,03 %	0,19 %	1,68%	4,25%	4,65%	4,70%	4,66%	4,65%	4,62%	4,57%	4,60%	4,55%	4,58%
	78%	0,03 %	0,04 %	0,21 %	2,12%	5,46%	5,89%	5,92%	5,90%	5,87%	5,83%	5,84%	5,78%	5,74%	5,76%
	80%	0,04 %	0,04 %	0,24 %	2,65%	6,89%	7,33%	7,42%	7,39%	7,33%	7,32%	7,25%	7,21%	7,16%	7,18%
	82%	0,04 %	0,04 %	0,26 %	3,27%	8,54%	9,11%	9,17%	9,10%	9,08%	9,00%	8,96%	8,88%	8,88%	8,92%
	84%	0,04 %	0,04 %	0,29 %	3,97%	10,56%	11,16%	11,18%	11,16%	11,07%	11,01%	10,93%	10,91%	10,92%	10,99%
	86%	0,04 %	0,04 %	0,31 %	4,81%	12,85%	13,46%	13,56%	13,46%	13,36%	13,30%	13,27%	13,29%	13,25%	13,38%
	88%	0,05 %	0,05 %	0,34 %	5,77%	15,44%	16,19%	16,19%	16,06%	15,98%	15,93%	15,97%	15,99%	16,01%	16,01%
	90%	0,05 %	0,05 %	0,36 %	6,83%	18,42%	19,13%	19,13%	19,02%	18,95%	18,98%	19,09%	19,03%	18,95%	18,94%
92%	0,05 %	0,05 %	0,39 %	8,06%	21,61%	22,42%	22,42%	22,33%	22,36%	22,48%	22,43%	22,32%	22,21%	22,34%	
94%	0,05 %	0,05 %	0,42 %	9,35%	25,19%	25,97%	26,08%	26,10%	26,22%	26,15%	26,01%	25,90%	25,98%	26,16%	
96%	0,05 %	0,05 %	0,45 %	10,78%	28,90%	29,93%	30,15%	30,16%	30,15%	30,04%	29,90%	30,01%	30,09%	30,12%	
98%	0,06 %	0,05 %	0,47 %	12,32%	33,12%	34,25%	34,35%	34,49%	34,31%	34,15%	34,26%	34,37%	34,30%	34,00%	
100%	0,06 %	0,06 %	0,50 %	13,95%	37,47%	38,76%	39,03%	38,85%	38,64%	38,71%	38,90%	38,82%	38,37%	37,74%	

Quadro 7 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nos valores máximos observados de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros corrigidos de milho com vencimento em março  
 Fonte: Resultados da pesquisa.