

Precificação do seguro agrícola de faturamento

Uma abordagem via cópulas¹

Guilherme Miqueleto²
Vitor Ozaki³

Resumo – Este estudo apresenta o seguro de faturamento como forma alternativa de administrar simultaneamente os riscos de preço e produção. Diferentemente do modelo de seguros tradicional, o seguro de faturamento possui peculiaridades que dificultam sua precificação. O objetivo deste trabalho foi propor um modelo bivariado alternativo por meio da modelagem da distribuição conjunta entre preço e produtividade via cópulas. Os resultados mostram que é possível flexibilizar a estrutura de dependência probabilística entre as variáveis e obter taxas de prêmio admissíveis, com diversificação de acordo com a região e tipos de dados utilizados e de estruturas probabilísticas.

Palavras-chave: agricultura, gestão de risco, tarifação.

Pricing of revenue crop insurance: an approach using copulas

Abstract – The objective of this study was to present the revenue crop insurance as an alternative to manage price and production risks simultaneously. Unlike traditional crop insurance models, the revenue crop insurance shows some peculiarities that make pricing difficult. This study aimed to propose an alternative bivariate model, by the modeling of the joint distribution between price and productivity via copulas. The results show that it is possible to relax the probabilistic dependence structure between the variables and obtain acceptable premium rates, with diversification in accordance with the region, data used, and probabilistic structures.

Keywords: agriculture, risk management, charging.

Introdução

Um dos principais desafios da agricultura (crescimento com distribuição da renda) é a garantia de uma receita mínima ao produtor. As adversidades, muitas vezes fora do seu controle, elevam os riscos da atividade.

Esses riscos podem ser decompostos principalmente em dois tipos: risco de produção e risco

de preço. O primeiro pode ser gerenciado com seguro agrícola, adoção de novas tecnologias e manejo, por exemplo. O outro pode ser administrado via mercado a termo, opções e mercados futuros. No entanto, o gerenciamento desses riscos exige certo nível de conhecimento e tempo dos produtores. Na maioria dos casos, para pequenos e médios produtores, nota-se relativa deficiência de gerenciamento (Coble & Dismukes, 2008).

¹ Original recebido em 25/1/2021 e aprovado em 13/7/2021.

² Professor doutor da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Mato Grosso. E-mail: gjmiquel@gmail.com

³ Professor doutor do Departamento de Ciências Exatas e do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq/USP). E-mail: vitorozaki@usp.br

Uma alternativa, criada nos EUA, permite administrar os dois tipos de riscos ao mesmo tempo: o seguro de faturamento (SF). Esse tipo de seguro é um aprimoramento do modelo tradicional de seguro agrícola, cujo foco é apenas o risco de produção. O SF, lançado em meados da década de 1990, é hoje o principal instrumento adotado pelos produtores norte-americanos para gerenciar riscos (Ozaki & Shirota, 2006; RMA, 2020). Quando operados isoladamente, o seguro agrícola tradicional e o mercado futuro são instrumentos complementares, ao passo que o SF e o mercado futuro são substitutos (Coble et al., 2000; Mahul, 2003).

No início, o dispêndio total do programa de seguro agrícola norte-americano foi de aproximadamente US\$ 902 milhões. Os prêmios arrecadados, de US\$ 1,8 bilhão, a importância segurada, de US\$ 25,5 bilhões, e um total de 1,9 milhão de apólices foram vendidas. Desse total, o SF respondeu por menos de 0,5% do total dos gastos orçamentários (RMA, 2020).

Entretanto, ao longo dos anos, o seguro de faturamento sofreu importantes modificações e ganhou relativa representatividade na carteira de seguros da Agência de Administração de Risco (RMA), órgão que administra o programa. Em 2019, o dispêndio total do programa norte-americano foi de US\$ 6,4 bilhões. Os prêmios arrecadados ultrapassaram US\$ 10 bilhões, a importância segurada foi de US\$ 110 bilhões e 2,2 milhões de apólices foram vendidas. Desse total, o SF representou quase 85% do total dos gastos orçamentários (RMA, 2020).

No Brasil, o seguro de faturamento teve início em 2010, com poucas apólices comercializadas, mas em poucos anos sua participação cresceu consideravelmente: de 0,03%, em 2010, para quase 10% em 2020 (Adami & Ozaki, 2016). Em outros países, a massificação do SF também pode ser observada, em maior ou menor grau, justificada pela possibilidade de administrar de forma relativamente simples os riscos de preço e produção ao mesmo tempo (Bielza et al., 2002, 2007; Kang, 2007; Bielza Diaz-Caneja et al., 2009; Glauber, 2013; Ramsey & Goodwin, 2020).

Nota-se que a ampliação do SF diante dos seguros tradicionais é um fenômeno recente. Ao trazer novos desafios e perguntas, esse instrumento se tornou um dos principais alvos dos estudos acadêmicos nos últimos anos (Mahul & Wright, 2003; Mishra & Goodwin, 2003; Bielza et al., 2007; Ramsey et al., 2019; Ramsey & Goodwin, 2020; RMA, 2020), e um dos principais temas abordados é a precificação do risco para a obtenção das taxas de prêmio. Nos seguros agrícolas tradicionais, em que os métodos de precificação consideram apenas uma variável aleatória (produtividade), inúmeras abordagens foram apresentadas e testadas (Ker & Goodwin, 2000; Bielza et al., 2002; Ker & Coble, 2003; Ozaki et al., 2008a; Ozaki & Silva, 2009; Duarte et al., 2018). No contexto do SF, com duas ou mais variáveis aleatórias – preço e produção, por exemplo –, os estudos são escassos (Bielza et al., 2002; Duarte & Ozaki, 2019; Ramsey et al., 2019).

A precificação incorreta, que resulta em taxas que não refletem exatamente o risco dos segurados, é algo comum no mercado segurador. Uma das implicações disso é o surgimento do problema da seleção adversa. Em outras palavras, taxas sobrestimadas estimulam a demanda de produtores de maior risco, desequilibrando atuarialmente a carteira da seguradora. Já as taxas subestimadas acarretam perda de receita da seguradora, e, da mesma forma, levam ao desequilíbrio atuarial (Goodwin & Ker, 1998; Ozaki & Campos, 2017).

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho foi apresentar uma forma alternativa e mais precisa de precificação e cálculo das taxas de prêmio de um seguro de faturamento, via cópulas, e, posteriormente, aplicá-la à cultura do milho em municípios do Paraná.

Cálculo da taxa de prêmio

O modelo de seguro utilizado no estudo segue uma simplificação da estrutura dos seguros norte-americanos de faturamento, entre eles Income Protection, Revenue Assurance e Crop Revenue Coverage (todos substituídos por um

único SF em 2011), que basicamente fornece proteção contra baixos preços, baixas produtividades ou uma combinação desses dois casos, na medida em que afetam diretamente o faturamento bruto do produtor (desconsiderando-se os custos de produção) (Makki & Somwaru, 2002; Goodwin & Mahul, 2004; Lawas, 2005).

O “gatilho” que permite o pagamento do seguro ocorre quando o faturamento bruto (preço multiplicado pela produtividade) é inferior ao faturamento garantido (preço garantido vezes produtividade garantida), sendo o pagamento do seguro dado pela diferença entre os valores garantido e observado (Skees et al., 1998; Ramsey et al., 2019). O preço garantido, em geral, baseia-se numa proporção (de 0 a 100%) dos preços médios recebidos relativos ao ano safra no município de referência; similarmente, a produtividade garantida é obtida por uma proporção da produtividade média histórica do produtor ou do município.

Para o SF, afirmar que a probabilidade de perda é dada só quando tanto o preço quanto a produtividade estão abaixo dos níveis garantidos pode levar a equívocos, pois podem existir combinações de perdas de faturamento com o preço muito abaixo do garantido e a produtividade acima da garantida, ou o inverso. Tendo isso em vista, a probabilidade de perda será condicional, expressando a probabilidade cumulativa conjunta de um evento (perda) em função de duas variáveis aleatórias: preço e produtividade, X e Y . Dessa maneira, a taxa de prêmio é dada pela multiplicação entre a probabilidade de perda e a perda esperada dividida pelo faturamento garantido, ou seja:

$$\pi^* = \{p(X < x; Y < y \mid X \times Y < x_g \times y_g) \times [x_g \times y_g - E(XY \mid X \times Y < x_g \times y_g)]\} / x_g \times y_g \quad (1)$$

Nesse contexto, a taxa de prêmio é definida como uma função dos valores associados à produtividade e aos preços. Portanto, a definição adequada de $p(\cdot)$ é fundamental para a precificação correta do prêmio de risco do SF.

Metodologia

Em termos práticos, a metodologia consiste em: 1) estimar as funções cumulativas de probabilidade do par de variáveis de interesse na análise da estrutura de dependência – nesse caso, preço e produtividade; 2) estimar as cópulas; 3) verificar a qualidade do ajuste das cópulas (ou estrutura de dependência probabilística); e 4) estimar a taxa de prêmio.

Definição e estimação da probabilidade conjunta via função cópula

Seja uma função distribuição cumulativa de probabilidade univariada definida por $F_i(\cdot)$, não decrescente e que possa assumir quaisquer formas funcionais. Seja também a função $H(\cdot)$, que descreve a probabilidade conjunta cumulativa, monotônica crescente e, da mesma forma que a distribuição univariada, assume quaisquer formas funcionais.

O Teorema de Sklar propõe que, sendo $F_i(\cdot)$, $i = 1, 2, \dots, n$, as funções distribuições marginais das n variáveis aleatórias, então existirá uma função tal que:

$$H(x) = P(X_1 \leq x_1; X_2 \leq x_2; \dots; X_n \leq x_n) = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)] \quad (2)$$

Esse teorema propõe ainda que se $C(\cdot)$ é realmente uma cópula e $F_i(x_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$, as funções distribuições marginais, então $H(x)$ 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. Tendo isso em vista, diversos modos de estimação de cópulas são conhecidos, cada um com suas peculiaridades. Supõe-se que as observações utilizadas são séries geradas por processos estacionários e homoscedásticos.

Na literatura, existem diversos métodos de estimação, paramétricos e não paramétricos. Entre os paramétricos, destacam-se: i) o estimador de máxima verossimilhança (Cherubini et al.,

2004); ii) o método de decomposição (ou inferência sobre as margens) (Joe & Xu, 1996); e iii) a máxima verossimilhança canônica (Cherubini et al., 2004).

Embora os métodos paramétricos sejam amplamente conhecidos, os não paramétricos para estimação de cópulas vêm ganhando cada vez mais espaço. Os principais são: i) cópulas empíricas (Deheuvels, 1979, 1981); e ii) cópulas Kernel (Härdle, 1992; Scaillet & Fermanian, 2000).

O método paramétrico da decomposição se trata da forma mais genérica e de melhor aplicabilidade para este estudo. Uma desvantagem do método de estimação por máxima verossimilhança é a demanda computacional elevada, principalmente em casos multivariados. Por isso, o método de decomposição foi desenvolvido por Joe & Xu (1996).

Esse tipo de estimação permite uma flexibilidade maior com relação às distribuições cumulativas marginais, não impondo nenhuma forma predefinida, mas estimada de acordo com a melhor adequação às observações. Esse fato é interessante para os objetivos deste estudo na medida em que a estimação das densidades marginais deverá ser feita para cada uma das características de cada uma das variáveis.

Além disso, as estimações de cópulas denominadas pseudoverossimilhanças, em que se encaixa a estimação por decomposição, exibem características assintóticas favoráveis (Genest et al., 1995). Os estimadores são consistentes e eficientes (em especial em casos de independência multivariada), com distribuição assintótica normal. Cabe a ressalva de que as cópulas estimadas para o trabalho serão as cópulas Clayton, Frank, normal (gaussiana) e t-Student (Nelsen, 2006).

Medidas de dependência baseadas em cópulas

Para estruturar a dependência probabilística entre duas variáveis, uma estatística se destaca para estabelecer como as variáveis se comportam conjuntamente, o coeficiente de correlação de Pearson (ρ_p). Porém, como Embrechts et al. (2003) destacam, é uma medida de dependência linear que não leva em consideração a distribuição conjunta nem a distribuição marginal das variáveis, mas só a estrutura linear de dependência entre elas.

Por esse motivo é que se recorre a outros tipos de medida de dependência. Nesse caso, utilizam-se coeficientes baseados no conceito de concordância⁴ e respectivas distribuições conjuntas e, assim, definem-se as estatísticas Tau de Kendall (τ_K) e Rho de Spearman (ρ_S).

Essas estatísticas⁵ são utilizadas para avaliar a dependência em qualquer sentido, positiva ou negativa, e também são relevantes quando se analisa a dependência nas caudas das distribuições de probabilidade – o que é particularmente válido para o trabalho, já que a relação nas caudas determina os eventos a serem analisados.

Estimação das probabilidades marginais dos preços e das produtividades

Conforme observado anteriormente, para a estimação das cópulas é exigida inicialmente a estimativa das distribuições marginais das variáveis em que se busca a análise da estrutura de dependência. Nesse caso, considerando as variáveis associadas ao trabalho, foram consideradas duas situações.

Na primeira, a construção de dependência probabilística será baseada nas séries em nível. Admite-se nesse caso que a estrutura será con-

⁴ Sejam duas variáveis X_1 e X_2 . Tomando dois pares $(x_{1i}; x_{2i})$ e $(x_{1j}; x_{2j})$, diz-se que as variáveis são concordantes se $(x_{1i} - x_{1j})(x_{2i} - x_{2j}) > 0$; e discordantes se $(x_{1i} - x_{1j})(x_{2i} - x_{2j}) < 0$.

⁵ Nelsen (2006) apresenta a obtenção tanto de τ_K quanto de ρ_S amostrais.

duzida por meio da função oferta do município. Assim, o uso das variáveis em nível para construção das probabilidades marginais revelará a dependência por meio da relação produtiva.

A segunda abordagem trabalha com as variáveis corrigidas em decorrência de tendência, seu processo gerador e variância condicional em termos univariados. Dessa maneira, observa-se que a conduta da estrutura de probabilidade será em termos de retornos nos preços e produtividade.

Sob essa perspectiva, quando necessário, elas foram corrigidas por processos ARIMA (p,d,q) em caso de raiz unitária, verificadas pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado. Destaca-se aqui que as variáveis devem ser interpretadas como taxas de retorno (já que se trabalhou com o log-retorno das séries). Verificou-se também a existência de variância condicional por meio de um processo GARCH (p, q). Todos esses procedimentos estão descritos em Enders (2004).

A partir disso, buscou-se o ajuste das variáveis à distribuição de probabilidade paramétrica. Nesse caso, aplicou-se o teste de Anderson-Darling nas variáveis (em nível ou corrigidas) como forma de verificar a hipótese de estrutura gaussiana para a distribuição de probabilidade (Scholz & Stephens, 1987; Razali & Wah, 2011).

Inferência: teste de ajuste aos dados

Um dos principais problemas relacionados a cópulas é o uso de determinada cópula paramétrica aos dados observados desconhecendo-se a distribuição multivariada real dos dados. É evidente que o ajuste das variáveis à cópula que mais corresponde às observações levará a resultados melhores.

A importância desse tipo de teste vem da necessidade de se identificar, entre diversas cópulas paramétricas, a que melhor se ajusta aos dados⁶ (Genest et al., 2007; Genest & Rémillard, 2008; Aas & Berg, 2009; Berg, 2009; Berg & Quessy, 2009; Genest et al., 2009; Kojadinovic & Yan, 2010).

Dado um conjunto de variáveis aleatórias e independentes, pressupõe-se que as observações referentes a essas variáveis foram geradas por uma função conjunta H que descreve uma cópula $C(\cdot)$ paramétrica desconhecida. Existem muitos métodos para testar esse tipo de hipótese.

Um deles é o baseado na estatística de Cramér-von Mises, uma abordagem computacionalmente exigente que levou Kojadinovic et al. (2011) a proporem uma abordagem baseada no teorema do limite central. Porém, esse tipo de teste também vem sofrendo modificações por ser baseado em simulações, e não construído sobre bases assintóticas (Genest et al., 2009; Kojadinovic & Yan, 2010). Desse modo, esse teste possui limitações, como o não ajustamento de cópulas a determinadas observações.

Alguns autores sugerem a investigação da sensibilidade do teste de modo a melhorar os procedimentos de análise para cópulas com uma estrutura específica, como as cópulas Clayton, Frank, gaussiana e t-Student (Genest et al., 2009; Kojadinovic & Yan, 2010).

Nesse sentido, Genest et al. (2009) propõem uma abordagem alternativa à estatística baseada em Cramér-von Mises. Este método garante melhores resultados quando comparado à estatística de Cramér-von Mises, principalmente quanto ao comportamento das distribuições nas caudas e propriedades assintóticas. Assim, utilizou-se a estatística $R_{m,n}$ via método multiplicador, para inferência das cópulas.

Para a escolha da cópula para a construção dos prêmios de risco do SF, verificaram-se quais possuíam parâmetros significativos. Se mais de uma cópula estimada apresentasse coeficientes significativos, ou quando nenhum coeficiente fosse negativo, recorreu-se ao teste de hipótese via estatística $R_{m,n}$, em que não se rejeita a hipótese nula. Por último, caso todos os critérios sejam respeitados por duas ou mais variáveis, é escolhida a cópula que exibe o maior valor de verossimilhança no processo de estimação por decomposição.

⁶ Outros critérios adotados são os critérios de informação de Akaike e o critério de informação bayesiano.

Descrição dos dados

Para exemplificar a aplicação da metodologia no contexto da precificação do risco de faturamento, utilizou-se a série de dados de preços (R\$) e produtividades (kg/ha) do milho obtida no Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (Ipardes, 2020).

As informações utilizadas correspondem à produtividade média anual dos municípios produtores de milho do Paraná em 1980–2014. O trabalho usa as produtividades médias de dois importantes municípios produtores, Cascavel e Assis Chateaubriand. Além disso, os preços foram deflacionados pelo IGP-DI.

Diferentemente de Ozaki et al. (2008b), que consideraram o processo gerador dos dados como espaço-temporal, neste trabalho optou-se por uma abordagem unicamente temporal. Tendo isso em vista, utilizam-se unicamente esses municípios para a estimação das densidades. As informações disponíveis para o rendimento médio dos municípios abrangem o período de 1980 a 2014, referentes aos anos safra de milho de 1979–1980 a 2013–2014.

Resultados e discussão

Distribuição marginal dos preços e produtividades

Destaca-se que, em média, os preços do milho para Cascavel são maiores do que para Assis Chateaubriand, embora o desvio padrão de Cascavel também seja maior. Em relação à produtividade, observa-se o mesmo comportamento (Tabela 1). Isso estabelece uma relação inicial interessante: quanto maior a produtividade ou preços, maiores serão os desvios padrão em relação à média.

Já a Tabela 2 mostra as séries corrigidas⁷, e sobre a relação entre retornos e desvios padrão estabelece-se a mesma estrutura: quanto maiores os retornos, maiores serão os desvios em relação à média, com exceção para a série de produtividades de Assis Chateaubriand.

Tendo em vista as estatísticas descritivas das variáveis, verifica-se a pertinência do uso das distribuições marginais gaussianas para as variáveis em nível. Conforme a Figura 1, o comportamento da densidade empírica⁸ das distribuições associadas às variáveis em nível

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis de análise em nível.

	Média	Mediana	Desvio padrão	Simetria	Curtose
Série de preços para Cascavel (R\$/kg)	0,4450	0,44539	0,2001	0,9797	2,2751
Série de preços para Assis C. (R\$/kg)	0,4391	0,42844	0,1931	0,8860	1,0723
Série de produtividade para Cascavel (kg/ha)	4.529	4.538	1.332,07	-0,1753	-1,0089
Série de produtividade para Assis C. (kg/ha)	3.751	3.720	1.026,55	-0,1761	-0,7517

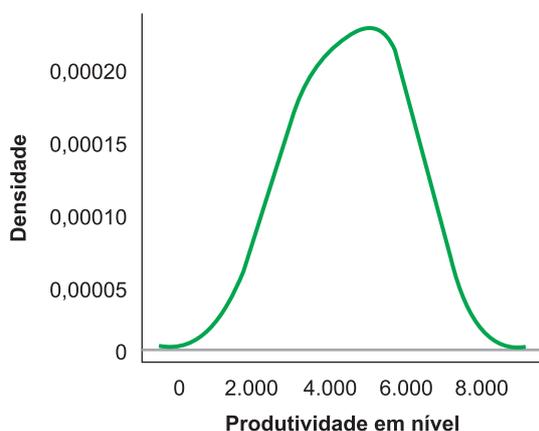
⁷ As séries corrigidas foram submetidas aos testes de Dickey – Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Em todos os casos, as variáveis corrigidas – log-retorno – foram consideradas estacionárias. Em seguida, para verificar o modelo ARIMA (p, d, q) mais adequado, foi considerado o modelo de Box-Jenkins. No entanto, foi rejeitada qualquer hipótese de modelo, já que o modelo não indicou série geradora. Além disso, ao se verificar a pertinência do modelo GARCH, utilizaram-se os resultados baseados no teste de Ljung-Box, bem como na soma dos quadrados dos resíduos (a partir das funções de correlação e funções de correlação parcial dos resíduos ao quadrado) – o processo estocástico previsto pelo GARCH não apresentou indícios de mudança na variância condicional. Com isso em vista, considerou-se, para todo o trabalho, a série corrigida como sendo só os log-retornos das variáveis.

⁸ O uso das distribuições empíricas é feito como referência a uma determinada estrutura a ser utilizada, e não propriamente para a construção das distribuições marginais, tendo em vista que para a adequada adaptação da estrutura não paramétrica (empírica) é necessária uma maior quantidade de observações.

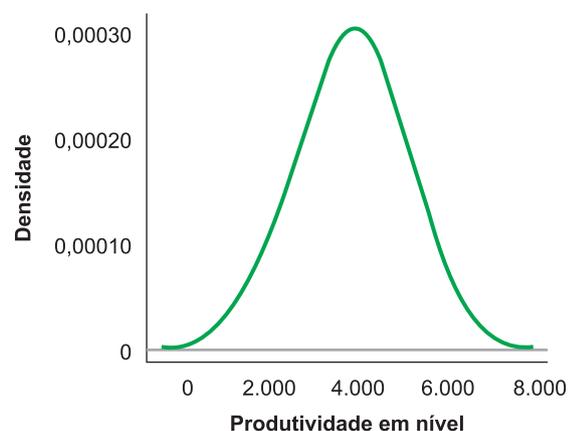
Tabela 2. Estatística descritiva das variáveis de análise corrigidas.

	Média	Mediana	Desvio padrão	Simetria	Curtose
Série de preços para Cascavel (R\$/kg)	-0,0231	-0,0650	0,4575	0,2041	0,0691
Série de preços para Assis C. (R\$/kg)	-0,0217	-0,0345	0,5612	0,5070	-0,2552
Série de produtividade para Cascavel (kg/ha)	0,01469	0,0175	0,2802	0,9078	1,8533
Série de produtividade para Assis C. (kg/ha)	0,01141	-0,0050	0,4336	0,2869	2,3762

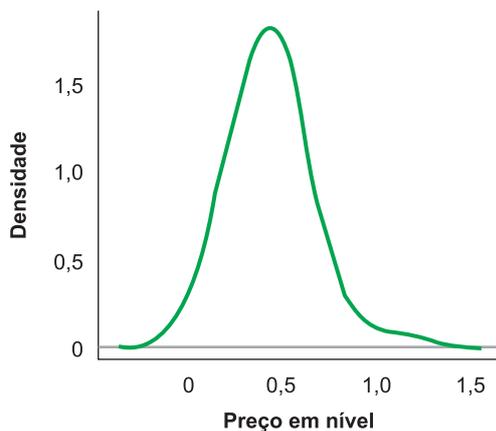
a. Densidade estimada da série em nível de produtividade para Cascavel



b. Densidade estimada da série em nível de produtividade para Assis C.



c. Densidade estimada da série em nível para o preço médio para Cascavel



d. Densidade estimada da série em nível para o preço para Assis C.

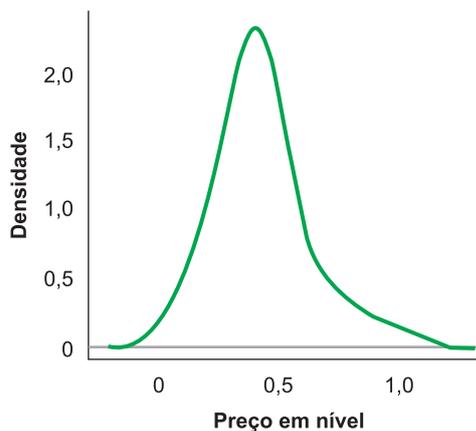


Figura 1. Densidades estimadas para produtividade e preços em nível para os municípios de Cascavel e Assis Chateaubriand.

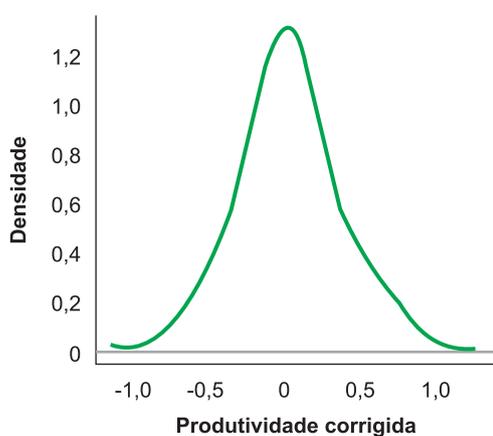
é bastante semelhante ao de variáveis que se distribuem elípticamente. Há apenas uma leve curtose em relação às distribuições associadas aos preços dos dois municípios. Isso pode ser um indício da distribuição mais centrada em relação a um determinado valor, característico de commodities (Miller & Liu, 2006; Hsu et al., 2008; Wu et al., 2012).

Em relação à Figura 2, observa-se, como no caso das variáveis em nível, que as variáveis corrigidas exibem comportamento semelhante à uma distribuição elíptica. Vale a ressalva no-

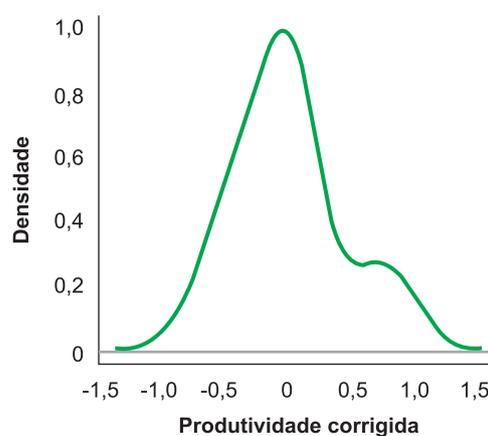
vamente para o comportamento leptocúrtico associado aos preços.

Novamente verifica-se o acúmulo de certa quantidade de probabilidade em torno da média, caracterizando o que ocorre em termos de retornos de mercados competitivos: centralização das observações em torno do retorno zero. Mas, conforme pode ser observado nas estatísticas descritivas, o valor não é excepcionalmente grande. Dessa forma, pode-se testar a hipótese de normalidade para as variáveis.

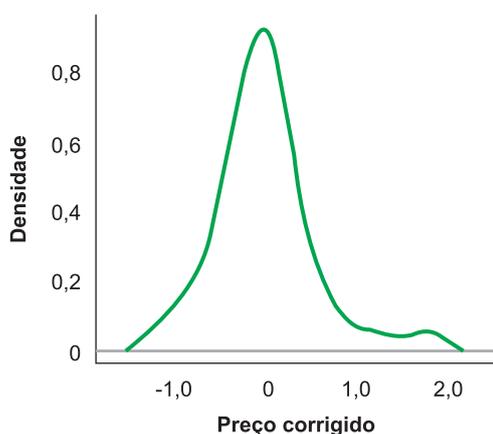
a. Densidade estimada da série corrigida de produtividade para Cascavel



b. Densidade estimada da série corrigida de produtividade para de Assis C.



c. Densidade estimada da série corrigida para o preço médio para Cascavel



d. Densidade estimada da série corrigida para o preço médio para Assis C.

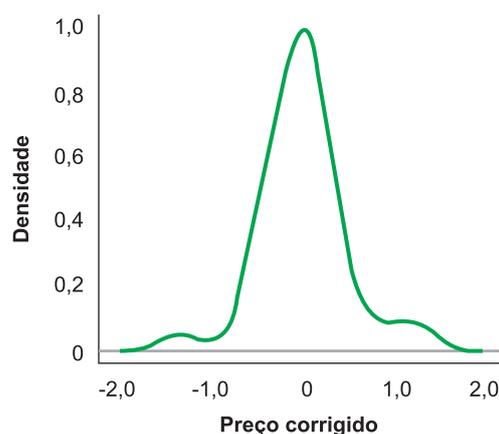


Figura 2. Densidades estimadas para produtividade e preços corrigidos para os municípios de Cascavel e Assis Chateaubriand.

De acordo com a estatística W_{AD} , é possível estabelecer um teste de hipótese, em que, nesse caso, a hipótese nula é que a série testada terá distribuição gaussiana. Para as variáveis de análise, observou-se que em todos os casos (variáveis corrigidas ou em nível, bem como para preços ou produtividades ou, ainda, para Cascavel ou Assis Chateaubriand) não se rejeita a hipótese de que as séries sejam normalmente distribuídas (Tabela 3). Isso indica que as distribuições cumulativas marginais das variáveis podem ser descritas como normal para a construção da cópula que vai estabelecer a dependência probabilística entre elas.

Com base nos resultados apresentados anteriormente, estimaram-se as probabilidades cumulativas associadas a cada uma das variáveis relacionadas. A seguir serão analisados os resultados referentes à construção da estrutura de dependência.

Estimação das cópulas

Esta seção trata dos resultados referentes à estrutura de dependência entre as variáveis, ou seja, a estimação das cópulas, bem como os testes de ajuste aos dados. No entanto, é pertinente mensurar a relação de dependência entre as variáveis por meio de coeficientes de correlação que busquem analisar tanto a concordância como a discordância. As Tabelas 4 e 5 mostram os coeficientes de correlação de Tau de Kendall (τ_k) e de Rho de Spearman (ρ_S) associados às variáveis corrigidas e em nível.

Na Tabela 4, nota-se uma correlação inversa entre produtividades e preços para Cascavel,

com maior magnitude para o coeficiente de Spearman. Isto indica a pertinência tanto da concordância quanto da discordância dos dados. Vale comentar que as séries corrigidas exibiram correlações (em termos absolutos) menores do que as séries em nível – resultado esperado, já que se elimina o componente de tendência.

Os resultados para Assis Chateaubriand (Tabela 5) são bem próximos dos de Cascavel no caso das variáveis em nível. No caso das variáveis corrigidas, observam-se valores absolutos maiores para Assis Chateaubriand.

Isso é uma evidência de que as variáveis preço e produtividade se relacionam de forma contrária, o que é relevante para o trabalho, já que elevações da produtividade podem levar a reduções nos níveis de preço. Esse relacionamento é mais bem evidenciado para Assis Chateaubriand. Vale a ressalva do melhor ajuste da correlação, tanto τ_k quanto ρ_S , para os eventos nas caudas, o que é particularmente relevante para o caso da avaliação do risco.

Tendo em vista o estabelecimento da relação inversa entre as variáveis, bem como a estimativa das probabilidades marginais cumulativas das variáveis de análise, é relevante visualizar como se comportam as probabilidades cumulativas marginais das variáveis.

Foram feitas quatro relações. As duas primeiras referem-se ao comportamento conjunto da produtividade em Cascavel em relação aos preços e às respectivas correções (Figura 3a e Figura 3c). As outras duas são para Assis Chateaubriand (Figuras 3b e 3d). As Figuras 3a e 3b mostram uma relação inversa entre as

Tabela 3. Teste de ajuste de distribuição gaussiana às variáveis baseado na Estatística de Anderson-Darling W_{AD} .

Variável	Corrigidas				Em nível			
	Prod. Cascavel	Prod. Assis C.	Preço Cascavel	Preço Assis C.	Prod. Cascavel	Prod. Assis C.	Preço Cascavel	Preço Assis C.
Estatística W_{AD}	1,0082 (0,3524)	0,6572 (0,5945)	0,7748 (0,4985)	1,2884 (0,236)	0,4166 (0,8312)	0,3855 (0,8622)	0,8382 (0,4534)	0,9258 (0,3979)

Nota: p-valor entre parênteses.

Tabela 4. Coeficientes de correlação entre preços e produtividades (em nível e corrigidos) para o Município de Cascavel.

		Preço em nível em Cascavel	Preço corr. em Cascavel
Coeficiente de correlação Tau de Kendall (τ_k)	Prod. em nível em Cascavel	-0,2100	-
	Prod. corr. em Cascavel	-	-0,1158
Coeficiente de correlação Rho de Spearman (ρ_S)	Prod. em nível em Cascavel	-0,2747	-
	Prod. corr. em Cascavel	-	-0,1468

Tabela 5. Coeficientes de correlação entre preços e produtividades (em nível e corrigidos) para o Município de Assis Chateaubriand.

		Preço em nível em Cascavel	Preço corr. em Cascavel
Coeficiente de correlação Tau de Kendall (τ_k)	Prod. em nível em Cascavel	-0,18839	-
	Prod. corr. em Cascavel	-	-0,16934
Coeficiente de correlação Rho de Spearman (ρ_S)	Prod. em nível em Cascavel	-0,27187	-
	Prod. corr. em Cascavel	-	-0,25959

probabilidades cumulativas marginais (ou seja, entre as variáveis). Tomando como exemplo o primeiro caso, representado em (a), observa-se uma relação inversa entre essas probabilidades. Esse gráfico de dispersão permite uma primeira análise sobre o comportamento da dependência das variáveis por meio de uma cópula.

Os parâmetros estimados pelas cópulas associadas a essas relações podem indicar que as probabilidades conjuntas marginais se relacionam de forma inversamente proporcional. O mesmo resultado, visualmente, pode ser generalizado para o caso de preços corrigidos.

Pelas Figuras 3c e 3d, observa-se que a relação inversa entre as probabilidades de produtividade e preços corrigidos permite uma concentração das probabilidades definida por $d(0;1)(1;0)$, em que d representa o vetor euclidiano no plano. Ressalta-se que a distribuição das probabilidades no plano, aparentemente, não mostra comportamento restrito às caudas, o que

implicaria o uso de cópulas de valores extremos, ou uso de cópulas que busquem especificamente a análise de uma estrutura de dependência em só uma das caudas, superiores ou inferiores. Esses seriam os casos das cópulas Gumbel⁹ e Clayton¹⁰.

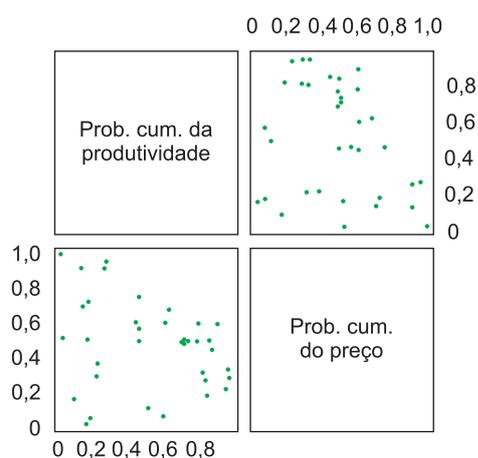
Verifica-se comportamento semelhante quando se comparam as Figuras 3b e 3d, ou seja, como as probabilidades marginais se distribuem. Nesse caso, são as séries associadas a Assis Chateaubriand, o que indicaria que o componente de risco, independentemente da transformação, acaba definindo o comportamento conjunto e, conseqüentemente, a precificação do prêmio.

Observado como se dispersam as probabilidades marginais, cabe então a análise de como se caracteriza a estrutura de dependência probabilística das variáveis preço e produtividade. A Tabela 6 mostra os resultados das cópulas estimadas (Clayton, Frank, Normal e t-Student) para o Município de Cascavel.

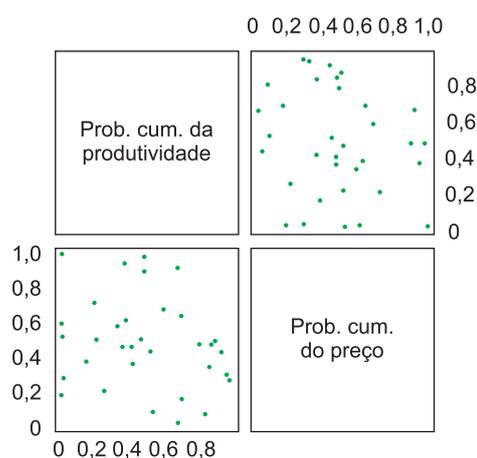
⁹ A cópula Gumbel só capta relações positivas, não permitindo a invertibilidade (Nelsen, 2006).

¹⁰ Quando se utilizou a cópula Clayton para a estrutura de dependência, já antecipando os resultados obtidos, ela não apresentou bom ajuste, o que era de se esperar levando-se em consideração o exposto.

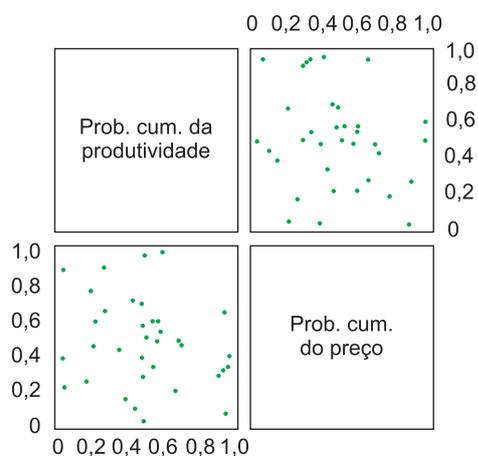
a. Dispersão das probabilidades cumulativas das produtividades e preços em nível para Cascavel



b. Dispersão das probabilidades cumulativas das produtividades e preços em nível para Assis C.



c. Dispersão das probabilidades cumulativas das produtividades e preços corrigidos para Cascavel



d. Dispersão das probabilidades cumulativas das produtividades e preços corrigidos para Assis C.

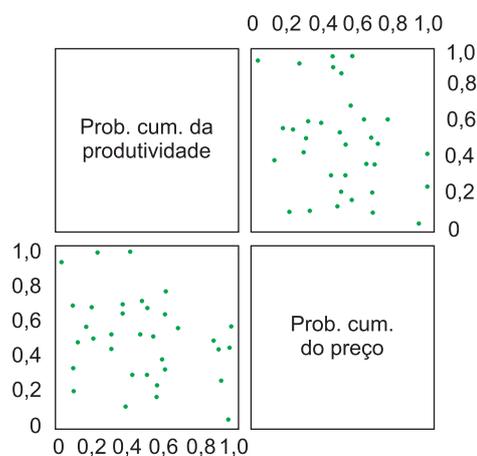


Figura 3. Gráficos de dispersão para probabilidades cumulativas referentes à produtividade, bem como, os preços futuros corrigidos e não corrigidos para os vencimentos em janeiro, março e maio, para os municípios de Cascavel e Assis Chateaubriand.

As cópulas descrevem o comportamento das probabilidades conjuntas de maneira simétrica (com exceção da cópula Clayton) e conseguem captar de forma mais eficiente a relação inversa entre os preços e a produtividade. Tanto a cópula Frank quanto a t-Student podem, inclusive, captar eventos nas caudas, o que é relevante para o contexto de precificação de eventos de

risco (notar que ambas as cópulas são simétricas, mas a t-Student pode ainda captar eventos em quaisquer vetores euclidianos formados nas caudas – isso é decorrência do componente descrito pelos graus de liberdade)¹¹.

Observa-se que os parâmetros estimados (sinais negativos) da Tabela 6 estão de acordo com Tejada & Goodwin (2008), em que só os

¹¹ O uso dessas estruturas de dependência probabilística é observado no trabalho de Tejada & Goodwin (2008).

Tabela 6. Estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste dos modelos para as estruturas de dependência entre produtividade e preços para o Município de Cascavel.

Estruturas de dependência entre preços e produtividade em Cascavel	Para variáveis em nível			
	Cópula	Parâmetro estimado	Teste de ajuste do modelo (estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)	Máxima verossimilhança
	Clayton ⁽¹⁾	-0,0636	0,0371***	0,0637
	Frank	-1,781	1,6206***	1,3045
	Gaussiana	-0,3262*	2,3262***	1,8724
	t-Student (com 10 graus de liberdade)	-0,3012**	1,7403***	1,9729
	Para variáveis corrigidas			
	Clayton	-0,1521	1,1184	0,2922
	Frank	-1,554	0,4436	0,7129
	Gaussiana	-0,1632	0,4830	0,4330
t-Student (com 10 graus de liberdade)	-0,1749	0,4355	0,0698	

Nota: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

⁽¹⁾ Tsukahara (2005), Nelsen (2006) e McNeil & Nešlehová (2009) evidenciam a pertinência dos valores negativos para a cópula Clayton, determinando que a estrutura de dependência das cópulas Clayton é definida para o parâmetro $\theta \in [-1; +\infty[$.

parâmetros da gaussiana e t-Student foram significativos. Quando se observa a estatística R_T , verifica-se que as estruturas de dependência para as séries em nível para Cascavel não exibiram bom ajuste em relação aos dados.

Conforme pode ser observado, rejeita-se a hipótese H_0 de ajuste dos dados para todas as cópulas assumidas. Porém, quando se observa as séries corrigidas para Cascavel, não se rejeita a hipótese H_0 para nenhuma das cópulas estimadas, e a cópula Frank se destaca por apresentar simetria na distribuição, bem como uma captura de eventos nas caudas (importante quando se trata de distribuições com eventos relevantes nas caudas). O parâmetro associado à cópula Frank revela o tipo de dependência estabelecido pelas variáveis. Nesse caso, observa-se a dependência negativa entre a produtividade e o preço (em termos de log-retornos).

No caso de Assis Chateaubriand (Tabela 7), dois pontos merecem destaque. O primeiro é acerca das variáveis em nível, em que não se

rejeitam as estruturas de dependência probabilística estabelecidas para nenhum dos ajustes.

Em decorrência, observa-se o valor da verossimilhança para as cópulas estimadas. A cópula gaussiana é a de maior valor, mas possui propriedades que merecem ser pontuadas. Ela é uma cópula simétrica, com distribuição elíptica (semelhante à cópula t-Student), além de exibir acúmulo de distribuição em componentes centrais e capturar a correlação negativa entre as variáveis.

O segundo ponto a ser destacado é relativo à estrutura de dependência da produtividade e do preço (corrigidos) em Assis Chateaubriand. Observa-se que os parâmetros estimados para as cópulas Frank, Gaussiana e t-Student são significativamente diferentes de zero. Além disso, todas as cópulas estimadas se ajustam aos dados de acordo com a estatística R_{T^*} , e a cópula Clayton é a cópula estimada com a maior verossimilhança.

Embora o parâmetro estimado não seja significativo, a cópula Clayton, cuja dependência

Tabela 7. Estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste dos modelos para as estruturas de dependência entre produtividade e preços para o Município de Assis Chateaubriand.

Estruturas de dependência entre preços e produtividade em Assis Chateaubriand	Para variáveis em nível			
	Cópula	Parâmetro estimado	Teste de ajuste do modelo (estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)	Máxima verossimilhança
	Clayton	-0,30913*	0,0174	0,4749
	Frank	-1,350	0,0234	0,8116
	Gaussiana	-0,2649**	0,0341	1,2075
	t-Student (com 10 graus de liberdade)	-0,2309	0,0303	0,8716
	Para variáveis corrigidas			
	Clayton	-0,1776	0,0239	2,2280
	Frank	-2,348**	0,5146	1,6675
	Gaussiana	-0,3528*	0,6001	2,1493
t-Student (com 10 graus de liberdade)	-0,3242*	0,5184	1,8422	

Nota: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

constitui uma das caudas (nesse caso, eventos extremos), exibe o maior valor da verossimilhança. O valor observado, no entanto, é próximo do valor da cópula gaussiana (que no caso de uma distribuição bivariada refere-se a uma estrutura elíptica e simétrica). Conforme discutido adiante sobre a formação das taxas de prêmio, isso acarretará diferenças no montante de prêmio de risco pago, e, por isso, essas duas cópulas foram utilizadas para a construção das taxas.

Cabe ainda a discussão sobre o comportamento elíptico da distribuição bivariada. Muitos trabalhos remetem ao comportamento não elíptico das distribuições de variáveis agropecuárias e de commodities, como Miller & Liu (2006), Hsu et al. (2008), Power & Vedenov (2008) e Wu et al. (2012).

No entanto, todas essas variáveis são amostradas diariamente. Como a amostragem deste trabalho é de menor periodicidade, isso garante que os agentes associados ao mercado (tanto em relação à formação de preços quanto à composição da produção) se ajustam ao longo do ano safra, garantido assim resultados que

podem realmente fornecer distribuições elípticas das variáveis de análise.

Nota-se que as cópulas propostas se ajustaram muito bem às observações. Como foi possível identificar na Tabela 6, bem como pelos coeficientes de correlação calculados, os parâmetros estimados indicam relação inversa entre as variáveis, mas com uma flexibilização em relação ao comportamento da série corrigida de Assis Chateaubriand.

Obtenção das taxas de prêmio

Feitas as ressalvas, a Tabela 8 mostra os resultados para o cálculo do prêmio de risco de um SF. Como existe uma grande diversidade de resultados que podem ser obtidos, nessa tabela estão só alguns níveis de cobertura. Além disso, optou-se pela apresentação da cobertura tanto da produtividade quanto do preço por proporções determinadas para ilustrar uma característica pertinente das cópulas: a maior flexibilidade em relação à estrutura bivariada quando em comparação com o problema univariado.

Tabela 8. Taxas de prêmio (%) para níveis de cobertura de produtividades e preços, sem correção e com correção, para os municípios de Assis Chateaubriand e Cascavel.

Nível de cobertura	Taxa de prêmio			
	Produt. e preços (%)	Assis Chateaubriand		Cascavel
		Cópula normal Série corrigida (%)	Cópula normal Série em nível (%)	Cópula Clayton Série corrigida (%)
100	5,31	3,59	6,17	4,80
98	3,85	3,09	4,56	4,14
96	3,72	2,83	4,46	3,36
94	3,06	2,36	3,68	2,97
92	3,07	1,68	3,71	3,96
90	2,38	2,31	2,91	4,19
88	2,19	2,38	2,67	1,96
86	1,63	2,03	2,04	1,59

A taxa de prêmio de risco é um parâmetro fundamental em qualquer esquema de seguro, pois a partir dela, se calcula o prêmio a ser pago pelo segurado (o prêmio deve levar em consideração não só o risco, mas também aspectos do mercado atuarial, como estrutura de mercado e margens de comercialização do produto atuarial). Considere, por exemplo, um produtor de Cascavel. Suponha também que exista uma seguradora que ofereça um seguro baseado na produtividade média, em Cascavel, de 4.529 kg/ha e no preço médio do milho de R\$ 0,4450/kg.

Com base nos valores propostos na contratação, suponha que o produtor escolha o nível de cobertura da produtividade igual a 90% (resultando numa produtividade coberta de $4.529 \text{ kg/ha} \times 0,90 = 4.076,1 \text{ kg/ha}$) e o nível de cobertura dos preços igual a 90%, ou seja, $R\$ 0,4450/\text{kg} \times 0,90 = R\$ 0,4005/\text{kg}$, resultando num faturamento garantido de R\$ 1.632,47/ha. A taxa de prêmio incidirá sobre esse valor, obtendo assim o valor do prêmio. Portanto, o produtor deverá pagar, somente pelo termo de risco em uma apólice, o montante de $R\$ 1.496,38/\text{ha} \times 0,0419 = R\$ 62,70/\text{ha}$.

Nota-se que as taxas para Cascavel são menores do que as taxas de prêmio para Assis Chateaubriand no que se refere à estrutura

baseada nas séries corrigidas. Isso se torna evidente em decorrência da menor variabilidade dos preços e produtividade de Cascavel. Nesse caso, é de se esperar que menores variabilidades impliquem menores taxas de prêmio.

Três outras evidências podem ser observadas na Tabela 8. A primeira é que as taxas de prêmio associadas às séries corrigidas são menores do que as das séries não corrigidas. Como as séries corrigidas eliminam grande parte dos problemas associados à tendência, a componentes autorregressivos, a médias móveis e heterocedásticos, elas são mais homogêneas, evidenciando assim menores taxas de prêmio.

A segunda evidência é que, ao se adotar diferentes cópulas para a estrutura de dependência probabilística entre as variáveis, há alterações significativas nas taxas de prêmio. Conforme a Tabela 8, as taxas de prêmio para Assis Chateaubriand (com variáveis corrigidas) quando se adota a estrutura gaussiana são menores do que as observadas quando se utiliza a cópula Clayton.

Isso decorre principalmente da forma com que a estrutura de dependência se dá em ambas as cópulas. Conforme pode ser observado, a cópula gaussiana exibe comportamento simétrico,

com pouco peso nas caudas, enquanto a cópula Clayton leva em consideração um maior peso.

Por fim, a terceira evidência: diferentes níveis de cobertura levam a diferentes taxas de prêmio, mas não necessariamente menores coberturas remetem a menores taxas. Isso decorre do seguinte: como se trata de uma estrutura multivariada, e que a condição definida no problema de determinação da taxa de prêmio é a de que o nível de cobertura seja uma condicional para a probabilidade, então não há garantia de comportamento simétrico nas margens, muito menos na estrutura da probabilidade condicional.

Considerações finais

As taxas calculadas mostraram-se factíveis, não excessivamente altas nem baixas. Notou-se a diversificação das taxas de prêmio de acordo com a região, tipo de dados utilizados e de estruturas probabilísticas. Pôde-se observar que é possível, como função da taxa de cobertura (tanto da produtividade quanto do preço), obter uma taxa de prêmio menor quando se contrata um seguro de faturamento. Além disso, diferentes regiões de produção garantem diferentes taxas. Evidentemente que, para uma seguradora, isso é necessário, tendo em vista as peculiaridades de cada região no que se refere aos comportamentos de risco, que, nesse caso, estarão atrelados unicamente ao componente produtivo.

Ressalta-se que o SF, se elaborado conforme as necessidades reais dos produtores, pode garantir certo percentual do faturamento agrícola e não apenas o crédito de custeio dos bancos, como é o caso dos seguros tradicionais. Destaca-se que o faturamento e o crédito de custeio compõem as importâncias seguradas do SF e dos seguros tradicionais, respectivamente. Além disso, são partes distintas do fluxo financeiro do produtor.

Em condições normais de produção, sem quebras de safra, o faturamento é maior que o valor de custeio, levando a margens positivas. Esse é um dos motivos pelo qual o SF é preferível,

ou seja, valor de importância segurada superior. Nesse sentido, garante-se não só uma parcela do custo, mas um percentual do faturamento total.

Em outras palavras, em caso de quebra de safra, e se o contrato for bem formulado, o SF garante, além do valor de custeio, uma parcela do seu faturamento. Nesse sentido, o produtor, além de continuar adimplente, mantém intacta parte de sua capacidade de investimento para a aquisição de insumos de qualidade e investimento tecnológico, essenciais para manter a boa produtividade e o retorno.

Por fim, ressalta-se que o governo federal, desde 2016, incentiva diretamente o SF, por meio da alocação exclusiva de orçamento para subvencionar seu prêmio. Nesse cenário, em momentos de quedas de preço ou quebras de safra, os produtores garantem parte do seu faturamento, evitando assim a descontinuidade de suas atividades por endividamento rural, renegociação de dívidas e descapitalização. Nota-se, portanto, que o potencial de crescimento do SF é relativamente grande, e ele poderá se tornar uma das principais ferramentas de gestão de risco e um dos pilares para o desenvolvimento no campo.

Referências

- AAS, K.; BERG, D. Models for construction of multivariate dependence – a comparison study. **The European Journal of Finance**, v.15, p.639-659, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1080/13518470802588767>.
- ADAMI, A.C.O.; OZAKI, V.A. Estudo sobre a viabilidade do seguro receita: o caso da região oeste do Paraná. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.305-318, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234.56781806-947900540206>.
- BERG, D. Copula goodness-of-fit testing: an overview and power comparison. **The European Journal of Finance**, v.15, p.675-701, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1080/13518470802697428>.
- BERG, D.; QUESSY, J.-F. Local power analyses of goodness-of-fit tests for copulas. **Scandinavian Journal of Statistics**, v.36, p.389-412, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9469.2009.00643.x>.
- BIELZA DIAZ-CANEJA, M.; CONTE, C.G.; GALLEGO PINILLA, F.J.; STROBLMAIR, S.; CATENARO, R.;

- DITTMANN, C. **Risk management and agricultural insurance schemes in Europe**. Luxembourg: European Communities, 2009. (JRC Reference Report). DOI: <https://doi.org/10.2788/24307>.
- BIELZA, M.; GARRIDO, A.; SUMPISI, J.M. Revenue insurance as an income stabilization policy: an application to the spanish olive oil sector. In: INTERNATIONAL CONGRESS AEEA, 10., 2002, Zaragoza. **Proceedings**. Zaragoza: AEEA, 2002. DOI: <https://doi.org/10.22004/AG.ECON.24842>.
- BIELZA, M.; STROBLMAIR, J.; GALLEGO, J.; CONTE, C.G.; DITTMANN, C. **Agricultural risk management in Europe**. 2007. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/9252>>. Acesso em: 1 nov. 2020.
- CHERUBINI, U.; LUCIANO, E.; VECCHIATO, W. **Copula Methods in Finance**. Chichester: J. Wiley & Sons, 2004. 293p. DOI: <https://doi.org/10.1002/9781118673331>.
- COBLE, K.H.; DISMUKES, R. Distributional and risk reduction effects of commodity revenue program design. **Review of Agricultural Economics**, v.30, p.543-553, 2008.
- COBLE, K.H.; HEIFNER, R.G.; ZUNIGA, M. Implications of crop yield and revenue insurance for producer hedging. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.25, p.432-452, 2000. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.30895>.
- DEHEUVELS, P. **A nonparametric test for independence**. Paris: Université de Paris, Institut de Statistique, 1981. Não paginado. Mimeografado.
- DEHEUVELS, P. La fonction de dépendance empirique et ses propriétés. Un test non paramétrique d'indépendance. **Bulletin de la Classe des Sciences**, v.65, p.274-292, 1979. DOI: <https://doi.org/10.3406/barb.1979.58521>.
- DUARTE, G.V.; BRAGA, A.; MIQUELLUTI, D.L.; OZAKI, V.A. Modeling of soybean yield using symmetric, asymmetric and bimodal distributions: implications for crop insurance. **Journal of Applied Statistics**, v.45, p.1920-1937, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/02664763.2017.1406902>.
- DUARTE, G.V.; OZAKI, V.A. Pricing crop revenue insurance using parametric copulas. **Revista Brasileira de Economia**, v.73, p.325-343, 2019. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20190015>.
- EMBRECHTS, P.; LINDSKOG, F.; MCNEIL, A. Modelling dependence with copulas and applications to risk management. In: RACHEV, S.T. (Ed.). **Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance**. Elsevier: Amsterdam, 2003. p.329-384. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-044450896-6.50010-8>.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. Hoboken: J. Wiley, 2004. (Wiley Series in Probability and Statistics).
- GENEST, C.; GHOUDI, K.; RIVEST, L.-P. A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. **Biometrika**, v.82, p.543-552, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/82.3.543>.
- GENEST, C.; QUESSY, J.-F.; RÉMILLARD, B. Asymptotic local efficiency of Cramér-von Mises tests for multivariate independence. **The Annals of Statistics**, v.35, p.166-191, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1214/009053606000000984>.
- 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**, v.44, p.1096-1127, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1214/07-AIHP148>.
- GENEST, C.; RÉMILLARD, B.; BEAUDOIN, D. Goodness-of-fit tests for copulas: a review and a power study. **Insurance: Mathematics and Economics**, v.44, p.199-213, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2007.10.005>.
- GLAUBER, J.W. The growth of the federal crop insurance program, 1990-2011. **American Journal of Agricultural Economics**, v.95, p.482-488, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aas091>.
- GOODWIN, B.K.; KER, A.P. Nonparametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop insurance contracts. **American Journal of Agricultural Economics**, v.80, p.139-153, 1998. DOI: <https://doi.org/10.2307/3180276>.
- GOODWIN, B.K.; MAHUL, O. **Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts world bank policy research working**. [S.l.]: World Bank, 2004. 37p. (World Bank. Policy Research Working Papers, 3392). DOI: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3392>.
- HÄRDLE, W.K. **Applied nonparametric regression**. Tilburg: Tilburg University, 1992. (CentER Discussion paper, 1992-6).
- HSU, C.-C.; TSENG, C.-P.; WANG, Y.-H. Dynamic hedging with futures: a copula-based GARCH model. **Journal of Futures Markets**, v.28, p.1095-1116, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1002/fut.20345>.
- IPARDES. Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social. **Base de Dados do Estado – BDEweb**. Disponível em: <<http://www.ipardes.gov.br/imp/index.php>>. Acesso em: 2 ago. 2020.
- JOE, H.; XU, J.J. **The estimation method of inference functions for margins for multivariate models**. Vancouver: University of British Columbia, 1996. 21p. (Technical Report, 166). DOI: <https://doi.org/10.14288/1.0225985>.

- KANG, M.G. **Innovative agricultural insurance products and schemes**. Rome: FAO, 2007. 47p. (FAO. Agricultural Management, Marketing and Finance. Occasional Paper, 12).
- KER, A.P.; COBLE, K. Modeling conditional yield densities. **American Journal of Agricultural Economics**, v.85, p.291-304, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00120>.
- KER, A.P.; GOODWIN, B.K. Nonparametric estimation of crop insurance rates revisited. **American Journal of Agricultural Economics**, v.82, p.463-478, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1111/0002-9092.00039>.
- KOJADINOVIC, I.; YAN, J. Modeling multivariate distributions with continuous margins using the copula R package. **Journal of Statistical Software**, v.34, p.1-20, 2010. DOI: <https://doi.org/10.18637/jss.v034.i09>.
- KOJADINOVIC, I.; YAN, J.; HOLMES, M. Fast large-sample goodness-of-fit tests for copulas. **Statistica Sinica**, v.21, p.841-871, 2011. DOI: <https://doi.org/10.5705/ss.2011.037a>.
- LAWAS, C.P. **Crop insurance premium rate impacts of flexible parametric yield distributions: an evaluation of the Johnson family of distributions**. 2005. 71p. Thesis (Master of Science) - Texas Tech University, Lubbock.
- MAHUL, O. Hedging price risk in the presence of crop yield and revenue insurance. **European Review of Agricultural Economics**, v.30, p.217-239, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1093/erae/30.2.217>.
- MAHUL, O.; WRIGHT, B.D. Designing optimal crop revenue insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, v.85, p.580-589, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00457>.
- MAKKI, S.S.; SOMWARU, A. Asymmetric information in cotton insurance markets: evidence from Texas. In: AAEA ANNUAL MEETINGS, 2002, Long Beach. **AAEA Selected Papers**. [Milwaukee]: AAEA, 2002. DOI: <https://doi.org/10.22004/AG.ECON.19827>.
- MCNEIL, A.J.; NESLEHOVÁ, J. Multivariate Archimedean copulas, d-monotone functions and l1-norm symmetric distributions. **Annals of Statistics**, v.37, p.3059-3097, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1214/07-AOS556>.
- MILLER, D.J.; LIU, W.-H. Improved estimation of portfolio value-at-risk under copula models with mixed marginal. **The Journal of Futures Markets**, v.26, p.997-1018, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1002/fut.20224>.
- MISHRA, A.K.; GOODWIN, B.K. Adoption of crop versus revenue insurance: a farm-level analysis. **Agricultural Finance Review**, v.63, p.143-155, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1108/00215050380001146>.
- NELSEN, R.B. **An introduction to copulas**. 2nd ed. New York: Springer New York, 2006. 276p. DOI: <https://doi.org/10.1007/0-387-28678-0>.
- OZAKI, V.A.; CAMPOS, R.C. Reduzindo a incerteza no mercado de seguros: uma abordagem via informações de sensoriamento remoto e atuária. **Revista Brasileira de Economia**, v.71, p.489-514, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20170024>.
- OZAKI, V.A.; GHOSH, S.K.; GOODWIN, B.K.; SHIROTA, R. Spatio-temporal modeling of agricultural yield data with an application to pricing crop insurance contracts. **American Journal of Agricultural Economics**, v.90, p.951-961, 2008a. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01153.x>.
- OZAKI, V.A.; GOODWIN, B.K.; SHIROTA, R. Parametric and nonparametric statistical modelling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. **Applied Economics**, v.40, p.1151-1164, 2008b. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036840600749680>.
- OZAKI, V.A.; SHIROTA, R. A experiência do seguro agrícola nos EUA: evolução e performance. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, v.1, p.69-87, 2006. Disponível em: <https://d10f7482-14f0-4687-bab4-7fb06c40656e.filesusr.com/ugd/5904f7_46758f916d0d470292937715c522e69c.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2020.
- OZAKI, V.A.; SILVA, R.S. Bayesian ratemaking procedure of crop insurance contracts with skewed distribution. **Journal of Applied Statistics**, v.36, p.443-452, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1080/02664760802474256>.
- POWER, G.J.; VEDENOV, D.V. The shape of the optimal hedge ratio: modeling joint spot-futures prices using an empirical copula-GARCH model. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 2008, St. Louis. **Proceedings**. St. Louis: NCCC-134, 2008. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 31 abr. 2020.
- RAMSEY, A.F.; GOODWIN, B.K. Rating exotic price coverage in crop revenue insurance. **Agricultural Finance Review**, v.80, p.609-631, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1108/AFR-10-2019-0107>.
- RAMSEY, A.F.; GOODWIN, B.K.; GHOSH, S.K. How high the hedge: relationships between prices and yields in the federal crop insurance program. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.44, p.227-245, 2019. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.287967>.
- RAZALI, M.N.; WAH, Y.B. Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. **Journal of Statistical Modeling and Analytics**, v.2, p.21-33, 2011.
- RMA. **Risk Management Agency**. Disponível em: <<https://www.rma.usda.gov>>. Acesso em: 1 ago. 2020.

SCAILLET, O.; FERMANIAN, J.-D. Nonparametric estimation of copulas for time series. **SSRN Electronic Journal**, 2000. DOI: <https://doi.org/10.2139/ssrn.372142>.

SCHOLZ, F.W.; STEPHENS, M.A. K-Sample Anderson-Darling Tests. **Journal of the American Statistical Association**, v.82, p.918-924, 1987. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1987.10478517>.

SKEES, J.R.; HARWOOD, J.; SOMWARU, A.; PERRY, J. The potential for revenue insurance policies in the south. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v.30, p.47-61, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1074070800008038>.

TEJEDA, H.A.; GOODWIN, B.K. Modeling crop prices through a burr distribution and analysis of correlation

between crop prices and yields using a copula method. In: ANNUAL MEETING, 2008, Orlando. [**Proceedings**]. Orlando: American Agricultural Economics Association, 2008. Disponível em: <<https://www.scinapse.io/papers/1498575857>>. Acesso em: 1 nov. 2020.

TSUKAHARA, H. Semiparametric Estimation in Copula Models. **The Canadian Journal of Statistics**, v.33, p.357-375, 2005.

WU, C.C.; CHUNG, H.; CHANG, Y.H. The economic value of co-movement between oil price and exchange rate using copula-based GARCH models. **Energy Economics**, v.34, p.270-282, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.07.007>.