**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o
Brasil: evidências teóricas e empíricas**

Guilherme Jacob Miqueleto

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2011

Guilherme Jacob Miqueleto
Bacharel em Ciências Econômicas

**Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o Brasil:
evidências teóricas e empíricas**

Orientador:
Prof. Dr. **VITOR AUGUSTO OZAKI**

Trabalho apresentado para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de
concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2011

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Miqueleto, Guilherme Jacob

Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o Brasil:
evidências teóricas e empíricas / Guilherme Jacob Miqueleto. - - Piracicaba, 2011.
202 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2011.

1. Mercado futuro 2. Milho - Produtividade 3. Modelos 4. Preços 5. Renda agrícola
6. Seguro agrícola I. Título

CDD 338.13
M669c

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus, por todo discernimento e sabedoria, e por toda calma (principalmente) para superar mais esse degrau.

Em seguida, muitos e muitos obrigados para minha mãe, Dona Cida, porque sem ela, eu não chegaria onde estou hoje, muito menos o que sou hoje. Sem a presença dela, com certeza não ira conseguir... EITA DONA CIDA... Thiago, meu *brodi*, sem seu apoio, a sua colaboração em momentos em que precisei desabafar, e um ombro amigo/irmão para me apoiar, com certeza, esse caminho teria sido muito mais penoso e sofrível do que já foi. Saori, Sasazinha, ou minha Cabeça, o que seria de mim sem vc... Meus sinseros agradecimentos por seu apoio, ajudas, horas e mais horas do meu lado, e por me aguentar, sem reclamar, minha lindinha, Muito Obrigado... Pai, *chegado*, valeu por todo apoio e icentivos. Agradeço a todos da minha família por mais essa empreitada.

Sem esquecer, agradeço também a todos os amigos feitos durante a pós-graduação. Carlão (Oñate), Diego, Vanclei, Pedrão, Txau (Luciano), entre outros que me permitiram momentos de comédia durante essa jornada.

Agradeço também ao meu orientador Vitor Augusto Ozaki, por todo apoio, incentivos, idéias e por tudo o que ele me permitiu realizar durante o doutorado. Meus agradecimentos.

Ao professor Bento, deixo meu muito obrigado, por tem me recebido e me apoiado nos primeiros momentos da minha pós-graduação, e hoje, se tornando, ao lado do Vitor, referência como professor, pesquisador e pessoa. Muito Obrigado.

Aos professores Mirian Bacchi, Silvia Galvão de Miranda, Carlos Bacha, Humberto Spolador, João Martines, e a todos os outros que de forma direta e indireta contribuíram para a realização desse projeto. Muito Obrigado.

Agradeço igualmente aos funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Mas um obrigado, em especial, para a Maielli, por todo trabalho e “pentelhação” que dei a vc. Muito obrigado... e BOM DIA....

Ao CNPq, pelo incentivo e apoio através da bolsa para a realização dessa etapa em minha vida.

Por fim agradeço a todos que diretamente ou indiretamente contribuíram para mais essa realização pessoal.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE QUADROS	15
1 INTRODUÇÃO.....	23
2 O SEGURO DE RENDA COMO OPÇÃO DE PROTEÇÃO: EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS E ASPECTOS TEÓRICOS.....	25
Resumo	25
Abstract.....	25
2.1 Introdução	26
2.2 Seguro de renda: principais evidências.....	28
2.2.1 Estados Unidos	32
2.2.1.1 Proteção da renda (Income Protection - IP).....	32
2.2.1.2 Seguro da renda (Revenue Assurance - RA)	36
2.2.1.3 Cobertura da renda agrícola (Crop Revenue Coverage - CRC).....	39
2.2.1.4 Plano de risco da renda grupal (Group Risk Income Plan - GRIP)	42
2.2.1.5 Adjusted Gross Revenue -AGR e Adjusted Gross Revenue – Lite - AGR-Lite	47
2.2.1.6 Average Crop Revenue Election - ACRE e Supplemental Revenue Assurance - SURE ..	52
2.2.1.7 Revenue Protection - RP.....	58
2.2.2 Canadá	60
2.2.2.1 Gross Revenue Insurance Program - GRIProg.....	60
2.2.2.2 Net Income Stabilization Account - NISA	65
2.2.2.3 Agricultural Income Disaster Assistance - AIDA	66
2.2.2.4 Canadian Agricultural Income Stabilization - CAIS	67
2.2.2.5 Growing Forward - GF: AgriInvest, AgriStabilize, AgriInsurance, AgriRecovery	70
2.3 Seguro de renda: aspectos teóricos	75
2.3.1 <i>Design</i> ótimo do seguro de renda	75
2.3.1.1 Contrato ótimo baseado em índices individuais:	79
2.3.1.2 Contrato ótimo baseado em índices agregados:.....	80

2.3.2	Comparação entre modelos de hedge de mínima variância utilizando combinações de ferramentas e seguro de renda.....	81
2.3.2.1	Hedge ótimo através de combinações de ferramentas	81
2.3.2.2	Hedge ótimo através de seguro de renda.....	84
2.4	Conclusões	86
	Referências	88
	Anexos	94
3	CÁLCULO DA TAXA DE PRÊMIO PARA SEGUROS DE RENDA: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO CÓPULAS	99
	Resumo.....	99
	Abstract	99
3.1	Introdução.....	100
3.2	Cálculo de taxas de prêmio: evidências teóricas.....	101
3.2.1	Taxa de prêmio: seguros de produtividade	101
3.2.2	Taxa de prêmio: seguros de renda.....	103
3.3	Cópulas multivariadas	106
3.3.1	Considerações iniciais	106
3.3.2	Cópulas e suas características	108
3.3.3	Cópulas e distribuições de probabilidade: o Teorema de Sklar	108
3.4	Estimação de cópulas e testes.....	110
3.4.1	Métodos paramétricos de estimação	110
3.4.1.1	Estimação por máxima verossimilhança	111
3.4.1.2	Estimação pelo método de decomposição (ou inferência sobre as margens, ou em inglês, Inference for the Margens - IFM)	112
3.4.1.3	Método da máxima verossimilhança canônica (Canonical Maximum Likelihood – CML):	113
3.4.2	Métodos não-paramétricos de estimação	114
3.4.2.1	Cópulas empíricas	114
3.4.2.2	Cópulas Kernel.....	115
3.5	Inferência sobre cópulas.....	116
3.5.1	Testes sobre parâmetros estimados	117

3.5.2	Teste de independência multivariada.....	117
3.5.3	Teste de aleatoriedade.....	120
3.5.4	Teste de ajuste aos dados (<i>Goodness-of-fit tests</i>)	120
3.6	Metodologia e dados	122
3.6.1	Dados	122
3.6.1.1	Série de preços futuros.....	122
3.6.1.2	Série de produtividades.....	124
3.6.2	Metodologia.....	125
3.6.2.1	Estimação da probabilidade conjunta através da função Cópula.....	125
3.6.2.2	Estimação da densidade da variável preço	126
3.6.2.3	Estimação da densidade da variável produtividade	131
3.7	Resultados e discussão.....	133
3.7.1	Distribuição marginal dos preços	133
3.7.2	Distribuição marginal das produtividades	145
3.7.3	Estimação das cópulas	149
3.7.4	Obtenção das taxas de prêmio	163
3.7.4.1	Taxas de prêmio: Sarandi e Pirai do Sul.....	164
3.7.4.2	Taxas de prêmio: meses de vencimento	165
3.7.4.3	Taxas de prêmio: séries de preço corrigidas.....	166
3.7.4.4	Taxas de prêmio: diferenças entre níveis de cobertura de produtividade e de preços.....	167
3.8	Conclusões	169
	Referências	173
	Anexo	179

RESUMO

Contribuições para o desenvolvimento do seguro agrícola de renda para o Brasil: evidências teóricas e empíricas

O principal objetivo dessa tese foi contribuir para a discussão sobre o seguro de renda e sua adoção no Brasil. No primeiro artigo buscou-se fornecer argumentos para posteriores discussões no que se refere ao seguro de renda. Para isso, o artigo apresentou o seguro de renda, seu funcionamento e como ele se desenvolveu nos dois principais países que o utilizaram, sendo eles os Estados Unidos e Canadá. Buscou-se ainda apresentar as principais características desse modelo de seguro, e quais são os principais modelos existentes. Esse artigo também teve como objetivo contribuir teoricamente para o desenvolvimento do tema no que se refere ao contrato ótimo de um seguro de renda. Como resultados, observou-se que a determinação endógena do prêmio e dos custos da seguradora para um contrato ótimo de seguro (de renda) são fundamentais para a solução (principalmente afetando as condições de primeira ordem) assim como os efeitos marginais de determinadas restrições impostas do ponto de vista de Pareto. Além disso, buscou-se nesse trabalho tratar, do ponto de vista teórico, a capacidade de proteção de um seguro de renda quando comparado a um “portfólio” composto por seguros tradicionais de produtividade e mecanismos de proteção de preços, como mercados futuros ou opções. Observou-se uma limitação dos resultados e de uma melhor análise quantitativa dada a ausência de uma forma funcional, porém foi possível observar alguns resultados interessantes no que se refere à substituição entre a adoção de seguros (tradicionais) e derivativos agrícolas para proteção de preços. O segundo 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. Buscou-se com isso contribuir para a obtenção de taxas mais precisas. 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 adequado planejamento 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 utilizado, principalmente com o ajuste de subvenções por parte do governo federal e/ou estadual.

Palavras-chave: Seguro de renda; Modelos teóricos; Modelos empíricos

ABSTRACT

Contributions for development of the agriculture income insurance to Brazil: theoretical and empirical evidences

The main objective of this thesis was to contribute to the discussion of income insurance and its adoption in Brazil. In the first article we attempted to provide arguments for further discussions about income insurance. The paper presented how it works and how it has developed in two major countries: the United States and Canada. It also sought to present the main characteristics of this insurance model, and what are the main existing models. This article also aims to contribute to the theoretical development of the subject with regard to the optimal contract for a income insurance policy. As a result, it was observed that the endogenous determination of the premium and costs of insurance for an optimal contract is the key to the solution (mainly affecting the first order conditions) as well as the marginal effects of certain restrictions, in view of Pareto Optimal. In addition, we sought to address in this paper, in the theoretical point of view, the protective capabilities of a secure income when compared to a "portfolio" composed by traditional insurance productivity and price protection mechanisms such as futures or options. There was a limitation of the results and better quantitative analysis given the absence of a functional form, but there have been some interesting results regarding the replacement of the adoption of insurance (traditional) and derivatives for the protection of agricultural prices. The second article aims to explain ways to calculate premium rates for hypothetical income insurance in the form of American Income Protection or Revenue Assurance for corn for municipalities of Parana/BR, through the use of copulas in the joint distribution between prices and productivity. Was sought to help to obtain more accurate rates. 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, will guarantee for the farmer a lower premium rates. As one of the conclusions of the study, notes that these types of tool, taking into account the characteristics of the country, could be used, especially with the setting of grants by the federal government and/or state.

Keywords: Income insurance; Theoretical model; Empirical model

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação gráfica do seguro de renda IP	34
Figura 2 – Resultado da receita garantida do seguro do tipo RA-HP	37
Figura 3 – Resultado da receita garantida do seguro do tipo CRC	41
Figura 4 – Funcionamento da indenização paga pelo SURE.....	56
Figura 5 – Faixas de pagamento do CAIS	69
Figura 6 – Pagamento pelo uso conjunto de AgriInvest, AgriStabiliy, AgriRecovery e AgriInsurance	74
Figura 7 – Representação gráfica do seguro de renda.....	105

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Apresentação dos programas de seguro de renda de Estados Unidos e Canadá	32
Quadro 2 – Resumo da obtenção da receita garantida para contratos de Proteção da Renda - IP	34
Quadro 3 – Funcionamento do seguro IP	35
Quadro 4 – Exemplo de funcionamento do seguro RA-HP	38
Quadro 5 – Resumo das principais diferenças entre IP e RA.....	39
Quadro 6 – Resumo das principais diferenças entre RA-HP e CRC.....	41
Quadro 7 – Resumo dos principais componentes do seguro GRIP-HR	44
Quadro 8 – Exemplo de funcionamento do seguro GRIP-HR	45
Quadro 9 – Exemplo de funcionamento do seguro GRIP-NoHR	46
Quadro 10 – Vantagens e desvantagens associadas ao seguro GRIP	47
Quadro 11 – Diferenças entre AGR e AGR – Lite.....	49
Quadro 12 – Cálculo das taxas de crescimento da renda para cálculo da renda aprovada.....	50
Quadro 13 – Limites de renda e níveis de cobertura máximos para os programas AGR e AGR – Lite.	51
Quadro 14 – Exemplo de funcionamento do seguro AGR.....	52
Quadro 15 – Exemplo do funcionamento do ACRE	54
Quadro 16 – Cálculo da garantia do programa.....	57
Quadro 17 – Cálculo da receita esperada	58
Quadro 18 – Modelos de seguro <i>Revenue Protection</i>	59
Quadro 19 – Exemplo de funcionamento do GRIProg.....	63
Quadro 20 – Funcionamento do CAIS	69
Quadro 21 – Funções Kernel mais utilizadas e suas relações de eficiência	129
Quadro 22 – Estatística descritiva dos dados de preços futuro de milho	133

Quadro 23 – Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em janeiro.....	134
Quadro 24 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado – janeiro.....	135
Quadro 25 – Estimativa do modelo AR(1)-GARCH(1,1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em janeiro	135
Quadro 26 – Série de preços futuros e corrigidos de milho com vencimento em janeiro	136
Quadro 27 - Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em março	137
Quadro 28 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado - março	138
Quadro 29 – Estimativa do modelo AR(1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em março	138
Quadro 30 - Série de preços futuros e corrigidos de milho com vencimento em março	139
Quadro 31 - Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em maio.....	140
Quadro 32 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado - maio	141
Quadro 33 – Estimativa do modelo GARCH(1,1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em maio	141
Quadro 34 - Série de preços futuros e corrigidos de milho com vencimento em maio	142
Quadro 35 – Densidades estimadas para preços em nível e preços corrigidos para contratos futuros de milho com vencimento em janeiro, março e abril.....	144
Quadro 36 – Estatística descritiva das produtividades corrigidas nos municípios paranaenses de Sarandi e Pirai do Sul.	145
Quadro 37 – Resultado da estimação dos parâmetros da distribuição Beta para a produtividade em Sarandi/PR.....	146
Quadro 38 – Série em nível (antes da correção) e a densidade estimada para a produtividade em Sarandi/PR.....	147

Quadro 39 – Resultado da estimação dos parâmetros da distribuição Beta para a produtividade em Pirai do Sul/PR.....	148
Quadro 40 - Série em nível (antes da correção) e a densidade estimada para a produtividade em Pirai do Sul/PR.....	149
Quadro 41 – Gráficos de dispersão para probabilidades cumulativas referentes à produtividade em Sarandi/PR e aos preços futuros corrigidos e não corrigidos para os vencimentos em janeiro, março e maio.....	150
Quadro 42 – Gráficos de dispersão para probabilidades cumulativas referentes à produtividade em Pirai do Sul/PR e aos preços futuros corrigidos e não corrigidos para os vencimentos em janeiro, março e maio.....	153
Quadro 43 – 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 preços futuros de milho com vencimento em janeiro, março e maio	155
Quadro 44 – 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 preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro, março e maio .	158
Quadro 45 – Teste de independência, estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste do modelo para as relações de dependência entre produtividade em Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro, março e maio	160
Quadro 46 – Teste de independência, estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste do modelo para as relações de dependência entre produtividade em Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro, março e maio .	162
Quadro 47 – Diferenças entre taxas de prêmio para a produtividade em Sarandi e preços futuros de milho com vencimento em janeiro.	169
Quadro 48 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro.	179

Quadro 49 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em março.....	180
Quadro 50 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em maio.....	181
Quadro 51 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro.....	182
Quadro 52 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em março.....	183
Quadro 53 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em maio.....	184
Quadro 54 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro	185
Quadro 55 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em março	186

Quadro 56 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em maio	187
Quadro 57 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro	188
Quadro 58 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em março.	189
Quadro 59 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro.	190
Quadro 60 – 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 com vencimento em janeiro.	191
Quadro 61 – 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 com vencimento em janeiro.	192
Quadro 62 – 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 com vencimento em maio.	193

Quadro 63 – 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 com vencimento em janeiro.	194
Quadro 64 – 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 com vencimento em março.	195
Quadro 65 – 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 com vencimento em maio.	196
Quadro 66 – 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.	197
Quadro 67 – 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.	198
Quadro 68 – 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 maio.	199
Quadro 69 – 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.	200

- Quadro 70 – 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 com vencimento em março. 201
- Quadro 71 – 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 maio. 202

1 INTRODUÇÃO

Suponha um produtor rural buscando proteção contra eventuais variações em sua receita. Para se proteger, ele recorre a um seguro de rendimento, ou também conhecido por seguro de produtividade. Ele irá segurar sua produção, porém, ao final da safra, embora não tenha ocorrido quaisquer sinistros em sua produção, os preços tomados pela sua produção foram muito baixos, e a consequência disso é que sua receita se viu diminuída. O problema disso é que muitas vezes esse mesmo produtor não poderá sustentar a próxima safra, tendo que reduzir sua produção para o ano seguinte, e mais grave ainda, tendo afetado a qualidade de vida dada a redução da sua renda líquida.

Uma solução para esse tipo de problema é que o produtor recorra a uma combinação entre esse mesmo seguro de produtividade, porém, utilizando conjuntamente ferramentas de derivativos, como um contrato futuro ou uma opção. O problema disso é que, para pequenos e médios produtores, os custos de gerenciamento desse tipo de combinação poderão ser bem elevados (principalmente em termos de custos de oportunidade).

Supondo agora a existência de uma modalidade de seguro, que nessa tese será denominada de seguro de renda, esse produtor adquire esse produto, através do pagamento de um prêmio referente a uma proporção de uma receita garantida, e se eventuais mudanças nos preços, produtividades ou as duas combinadas fizerem com que a receita obtida ao final da safra seja menor que aquela garantida, esse produtor poderá recorrer ao seguro e exigir a indenização. Dentro deste contexto, questionam-se quais são os benefícios dessa modalidade de seguro, quais as consequências teóricas e quais deverão ser os montantes exigidos de um produtor pela contratação desse seguro, sendo estes os objetivos dessa tese.

Em outras palavras, esse trabalho tem como objetivo contribuir para a discussão do seguro agrícola de renda em duas vertentes. A primeira delas, tratada no primeiro artigo, busca apresentar seu funcionamento e o seu desenvolvimento nos dois principais países que o utilizaram, sendo eles os Estados Unidos e Canadá. Além disso, no primeiro artigo, serão feitas contribuições no que se refere aos aspectos teóricos dos contratos de seguro agrícola de renda. A segunda vertente diz respeito aos aspectos empíricos associados a esse modelo de seguro. Existem dificuldades ainda hoje com relação a métodos de estimação de taxas de prêmio, como ocorre com quaisquer outras taxas de prêmio de seguros. Tendo isso em vista, buscou-se no segundo artigo estimar 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.

2 O SEGURO DE RENDA COMO OPÇÃO DE PROTEÇÃO: EVIDÊNCIAS INTERNACIONAIS E ASPECTOS TEÓRICOS

Resumo

Esse artigo teve como principal objetivo fornecer argumentos para posteriores discussões no que se refere ao seguro de renda. Para isso, o artigo apresentou o seguro de renda, seu funcionamento e como ele se desenvolveu nos dois principais países que o utilizaram, sendo eles os Estados Unidos e Canadá. Buscou-se ainda apresentar as principais características desse modelo de seguro, e quais são os principais modelos existentes. Esse artigo também teve como objetivo contribuir teoricamente para o desenvolvimento do tema no que se refere ao contrato ótimo de um seguro de renda, sob a perspectiva de Arrow (1973) e Borch (1960) e a inclusão na análise da determinação endógena do prêmio assim como do custo da seguradora. Como resultado observou-se que, embora autores desconsiderem a determinação endógena do prêmio e dos custos da seguradora para um contrato ótimo de seguro, nesse caso de renda, esses elementos são fundamentais para a solução (principalmente afetando as condições de primeira ordem) assim como os efeitos marginais de determinadas restrições impostas do ponto de vista de Pareto. Além disso, buscou-se nesse trabalho tratar, do ponto de vista teórico, a capacidade de proteção de um seguro de renda quando comparado a um “portfólio” composto por seguros tradicionais de produtividade e mecanismos de proteção de preços, como mercados futuros ou opções. Observou-se uma limitação dos resultados e uma análise quantitativa mais precisa dada a ausência de uma forma funcional, porém foi possível observar alguns resultados interessantes no que se refere à substituição entre a adoção de seguros (tradicionais) e derivativos agrícolas para proteção de preços.

Palavras-chave: Seguro de renda americano; Seguro de renda canadense; Modelos teóricos

Abstract

This article aiming provides arguments for further discussions about income insurance. This paper presented the income insurance, how it works and how it has developed in two major countries: United States and Canada. Also present the main characteristics of this insurance model, and what kind of models exist. This article also aims to contribute to the theoretical development regard to the optimal contract of income insurance, from the perspective of Arrow (1973) and Borch (1960) and the analysis of endogenous determination of the premium as well as the cost of insurance. As a result it was observed that, although authors disregard the endogenous determination of the award and costs of insurance for an optimal contract of insurance, in case of income, those elements are keys to the solution (mainly affecting the first order conditions) as well as the marginal effects of certain restrictions in terms of Pareto. In addition, we sought to address in this paper, the theoretical point of view, the protective capabilities of a secure income when compared to a "portfolio" composed by traditional insurance productivity and price protection mechanisms such as futures or options. There was a limitation of the results

and a more accurate quantitative analysis given the absence of a functional form, but there has been some interesting results regarding the replacement of the adoption of insurance (traditional) and derivatives for the protection of agricultural prices.

Keywords: American income insurance; Canadian income insurance; Theoretical model

2.1 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. Portanto, o enfoque do presente artigo está no estudo do seguro de renda como forma de proteção do produtor rural frente às incertezas.

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.

Porém, o gerenciamento do risco mediante a utilização dessas ferramentas ainda não permite uma proteção eficiente aos produtores rurais: combinações dessas diferentes ferramentas assim como um processo gerencial adequado exigem um grande dispêndio do produtor. Pequenos produtores, por exemplo, não são capazes de proteger suas rendas eficientemente através dessas combinações.

Entre outros motivos, é que se discutem cada vez mais os mecanismos alternativos de gerenciamento do risco na agricultura e o que mais se destaca é um novo modelo de seguro agrícola, que busca minimizar quaisquer eventos negativos relacionados à renda do produtor. Modelos alternativos de seguro agrícola, denominados Seguros de Renda são atualmente uma das mais discutidas ferramentas de proteção ao produtor rural. O controle do risco de renda tem sido utilizado em países desenvolvidos, como Estados Unidos e Canadá, mas apresentam grande potencial para a aplicação em outros países, sejam países desenvolvidos ou em desenvolvimento. O potencial desta modalidade de seguro para a manutenção da renda tem se mostrado muito efetivo nesses países e o que tem chamado a atenção é o grande número de produtores adotando

essa ferramenta, girando em torno de 70% das apólices vendidas, por exemplo, nos Estados Unidos (KANG, 2007; BIELZA; GARRIDO; SUMPSI, 2002; BIELZA; STROBLMAIR; GALLEG0, 2007; DIAZ-CANEJA et al., 2009).

Por outros motivos apresentados no desenvolver desse artigo, é que se tem chamado a atenção para essa ferramenta de seguro. 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; IOWA STATE UNIVERSITY - ISU, 2009a). Esse artigo tem como objetivo colaborar com a discussão.

Três pontos importantes serão levantados nesse artigo. O primeiro deles é apresentar os principais programas de seguro de renda, na maioria com participação dos governos, adotados nos Estados Unidos e Canadá. São mostradas as formas de funcionamento assim como as principais características de cada um desses programas. Os dois pontos seguintes apresentam conteúdo teórico, tendo em vista que, dentro do contexto de seguros de renda, pouco desenvolvimento foi feito nessa área. O primeiro ponto de enfoque teórico demonstrará a determinação das condições necessárias para que se obtenha um contrato de seguro de renda ótimo do ponto de vista de Pareto, seguindo a mesma perspectiva de Arrow (1973), Borch (1960), Raviv (1979), entre outros autores. Um trabalho semelhante foi elaborado por Mahul e Wright (2003), porém os autores, como simplificação do problema, consideraram a determinação do prêmio exógena, assim como desconsideraram a perspectiva do fornecedor do seguro (seja ele a seguradora ou o setor público). Essas duas características serão levantadas nesse trabalho.

O segundo ponto teórico a ser trabalhado nesse artigo será o papel desse modelo de seguro como uma forma de proteção ao produtor rural. Conforme pode ser observado ao longo do texto, o seguro de renda pode ser interpretado como sendo uma combinação de outras ferramentas de proteção, de forma que é preciso analisar as suas diferenças com relação à capacidade de proteção através de um modelo de hedge de mínima variância.

O objetivo desse artigo não é propor necessariamente uma política de seguro agrícola de renda, ou mesmo uma apólice adequada para o Brasil, mas sim fornecer insumos aos formadores de políticas públicas e/ou seguradoras que se interessem nesse modelo de seguro e que busquem elaborar políticas e/ou contratos dessa modalidade de seguro de renda.

2.2 Seguro de renda: principais evidências

O seguro de renda¹ é discutido atualmente como uma nova ferramenta do gerenciamento de risco na agricultura, embora tenha sido utilizado em 1991, no Canadá. Essa ferramenta apresenta diversas peculiaridades e diversos modelos, visando cada um deles atingir um objetivo específico. Assim, a seguir, serão discutidos alguns modelos de seguro de renda utilizados nos Estados Unidos e Canadá.

Para que um determinado risco possa ser segurado, existem diversas condições a serem respeitadas² (SILBERBERG; SUEN, 2000), e entre elas, de acordo com Kang (2007), duas devem ser destacadas: (1) o risco deverá ser independente entre os indivíduos segurados e; (2) o segurado e o segurador deverão ter informações simétricas. O que se observa é que os modelos de seguro de produtividade tradicionais não respeitam tais condições.

Existem problemas associados à correlação entre os eventos, como por exemplo, pestes, desastres climáticos e/ou doenças, que se espalham em uma determinada região, de forma correlacionada. Isso afeta a estrutura de securitização, já que diferentemente dos seguros de carro, casas ou de um determinado bem específico, um evento adverso poderá atingir diversas fazendas em um mesmo município, reduzindo a habilidade da seguradora em diversificar seu risco. Outro problema associado é o de assimetria de informações. No momento do plantio e ao longo de todo o processo produtivo, o produtor tem todo o conhecimento das características produtivas e dos mecanismos de gerenciamento associados, fazendo com que exista uma lacuna de informações entre produtor e seguradora, gerando problemas como risco moral e seleção adversa. Embora esses dois problemas atinjam todo o mercado de seguros, o setor agrícola é o mais afetado, já que é muito difícil ter conhecimento do sistema produtivo e fiscalizar o produtor agrícola (KANG, 2007). Além disso, a crescente liberalização do mercado agrícola, fazendo com que os produtores estejam sujeitos à grande variabilidade de preços, e em conjunto, a crescente necessidade de ganhos de competitividade, que levam à especialização do produtor (tornando-o mais suscetível a

¹Uma definição muito interessante de seguro de renda é aquela fornecida por Bielza, Garrido e Sumpsi (2002, p. 3): “The denomination ‘revenue insurance’ comprises a variety of mechanisms for stabilizing the revenue of farmers based on the theory of agricultural insurance. All these mechanisms have the common objective to reduce farmers’ revenue variability. As they are based on the joint treatment of climate risks and market risks, they permit insuring farmers against decrease in revenue caused by a drop in prices, lower levels of yield or a combination of both causes”.

² Condições essas apresentadas no capítulo seguinte. Além disso, a seguir, os conceitos de risco moral, assim como de seleção adversa serão igualmente tratados no capítulo seguinte.

problemas associados à produção agrícola, como pragas ou doenças) são problemas que tem ganhado cada vez mais destaque (BIELZA; GARRIDO; SUMPSI, 2002).

Por esses motivos é que atualmente se discutem cada vez mais mecanismos alternativos de gerenciamento do risco de produção, mais especificamente, modelos alternativos de seguro agrícola. Os recentes esforços para obter modelos alternativos de seguro agrícola que buscam solucionar esses e outros problemas, que serão abordados ao longo dessa seção, tem como resultado uma grande discussão sobre os contratos de seguro associados ao controle do risco de renda. O controle do risco de renda tem sido utilizado em países desenvolvidos, como Estados Unidos e Canadá, mas apresentam grande potencial para a aplicação em outros países, sejam países desenvolvidos ou em desenvolvimento (KANG, 2007; BIELZA; GARRIDO; SUMPSI, 2002; BIELZA; STROBLMAIR; GALLEG0, 2007; DIAZ-CANEJA et al., 2009). É interessante destacar que não há evidências de que o seguro de renda tenha sido utilizado em outros países, com exceção de Estados Unidos, Canadá e Espanha (esse último foi na forma de plano projeto, com vigência de 2003-2004, para a cultura de batata), porém, diversos projetos de estudo têm sido vinculados a esse modelo de proteção (GARRIDO; BIELZA, 2010; EUROPEAN COMMISSION - EC, 2001).

Dentre os principais resultados observados pela adoção do seguro de renda estão seus efeitos sobre o bem-estar do produtor, uma maior eficiência econômica e menores custos econômicos para o governo. No caso americano, o seguro de renda permite uma redução considerável dos gastos governamentais, quando comparados aos mecanismos de seguro tradicionais (associados à proteção da produção). Além disso, há uma pequena elevação do bem-estar do produtor averso ao risco, diferentemente dos mecanismos tradicionais de securitização e de manutenção da renda através de portfólios (combinação de seguros de produtividade e de derivativos agrícolas), já que o seguro de renda atua diretamente sobre a função utilidade do produtor (através da receita). Mas o principal resultado da adoção do seguro de renda é sobre a sociedade: o seguro de renda gera externalidades positivas, mesmo sob a condição de subsídios sob prêmios – o seguro somente é acionado pontualmente e o pagamento é feito na diferença entre o contrato e a receita obtida pela venda (HENNESSY; BABCOCK; HAYES, 1997).

Ainda entre os resultados do seguro de renda, observam-se efeitos sobre os derivativos agrícolas e seguros tradicionais de produtividade. Existem evidências de que o uso de seguros de renda estejam relacionados às ferramentas do mercado de derivativos agrícolas (como forma de

hedging através de mercados futuros e opções) através de efeitos substituição, assim como para os seguros tradicionais (COBLE; HEIFNER; ZUNIGA, 2000).

Calkins et al. (1997) demonstram, para a região de Laurentides-Lanaudière, em Québec (Canadá), que o programa de seguro de renda agrícola é muito superior a um portfólio composto por seguros de produtividade e ferramentas de derivativos agrícolas (em específico, opções agrícolas). Os autores chegam a essa conclusão a partir de evidências obtidas a partir dos gastos governamentais: o seguro agrícola de renda garante maior eficiência do gasto público, medido através dos retornos marginais da contribuição tributária no país. Isso significa que um mesmo montante pago de impostos faz com que haja uma maior quantidade de subsídios e sinistros pagos quando se trata de seguro de renda do que com a situação de um portfólio.

Vale destacar ainda o trabalho de Stokes, Nayda e English (1997), em que os autores, além de tratarem teoricamente um dos modelos de seguro agrícola de renda, chegam a conclusão de que o uso desse tipo de proteção é muito mais eficiente para toda a fazenda do que se for feito um contrato para cada um dos tipos de produção contidas na fazenda. Outra conclusão dos autores é a de que o modelo de seguro de renda utilizado é muito mais barato para o produtor rural do que se comparado com outras ferramentas de manutenção de renda, como por exemplo, a combinação de seguros de produção e opções.

Antes de apresentar esses modelos de seguro, algumas definições com relação ao produtor deverão ser feitas. Dependendo do modelo de seguro ofertado, um tipo ou outro de unidade produtiva indicada em contrato pelo produtor pode ser excluída. A seguir serão apresentados os quatro tipos de unidade existentes na concepção do Departamento de Agricultura Americano (*United States Department of Agriculture* – USDA) quando se trata de seguros - todas elas estão baseadas em ISU (2010):

- Unidade Básica (*Basic Unit*):

Unidade básica é toda aquela em que, na contratação do seguro, o produtor rural declara como sendo a terra em que ele mesmo seja o dono ou arrendatário (aquele produtor que alugue a terra para sua produção). O produtor também poderá designar como sendo unidade básica aquela terra em que ele arrende, dividindo o terreno com o dono da terra. Caso o produtor tenha um terreno, e para sua produção, alugue ainda as terras de dois de seus vizinhos através de partilha (em que esses seus vizinhos o ajudem) e alugue ainda um terceiro terreno junto com uma

empresa, segundo o USDA, esse produtor apresenta três unidades básicas, já que os contratos através de partilha constituem uma única unidade.

Além disso, se em um mesmo terreno houver mais de uma cultura, as unidades básicas desse terreno serão definidas a partir da quantidade de culturas produzidas naquele local. Destaca-se que todas as terras aqui deverão pertencer a um mesmo município.

- Unidade Opcional (*Optional Unit*):

Caso o produtor alugue, ou seja, dono das terras em diferentes municípios, ou diferentes números de registro na *Farm Service Agency* (FSA)³, para cada uma dessas terras serão definidas como sendo unidades opcionais. Essa condição exige que no momento da contratação do seguro, o produtor apresente registros de cada uma das unidades, já que por estarem em diferentes áreas de plantio, podem apresentar, por exemplo, diferentes produtividades.

- Unidade Empresarial (*Enterprise Unit*):

As unidades empresariais consistem naquelas terras em que o produtor rural tenha o interesse financeiro na produção de uma única cultura, não importando se o produtor seja dono ou alugue as terras, ou se os donos das terras estão envolvidos na produção ou não.

Para ser definida como sendo unidade empresarial, deverão compor a unidade duas ou mais terras em diferentes municípios ou duas ou mais terras com números de registro na FSA, em ambos os casos, deverão ter pelo menos 20 acres (aproximadamente 8,10 hectares) ou 20% da cultura segurada dentro da unidade.

- Unidade Completa (*Whole farm Unit*):

É todo produtor que proporciona diversificação da produção em sua(s) terra(s). Um exemplo é aquele produtor que em sua terra (alugada ou não) produza simultaneamente soja e milho.

Tendo em vista essas evidências, serão apresentados os programas de seguro de renda de Estados Unidos e Canadá. Os programas de seguro de renda para cada um dos países pode ser observado no Quadro 1.

³Segundo por extenso - FSA (2010): "Today, FSA's responsibilities are organized into five areas: Farm Programs, Farm Loans, Commodity Operations, Management and State Operations. The agency continues to provide America's farmers with a strong safety net through the administration of farm commodity programs. FSA also implements ad hoc disaster programs." Disponível em: <<http://www.fsa.usda.gov/FSA/webapp?area=about&subject=landing&topic=ham-ah>>.

Estados Unidos	Canadá
Crop Revenue Coverage (CRC) Revenue Assurance (RA) Income Protection (IP) Group Risk Income Protection (GRIP) Adjusted Gross Revenue (AGR) Adjusted Gross Revenue – Lite (AGR-Lite) Average Crop Revenue Election (ACRE) Supplemental Revenue Assurance (SURE) Revenue Protection (RP)	Gross Revenue Insurance Program (GRIProg) Net Income Stabilization Account (NISA) Agricultural Income Disaster Assistance (AIDA) Canadian Agricultural Income Stabilization (CAIS) AgriInvest, AgriStabilize e AgriInsurance (AAA)

Quadro 1 – Apresentação dos programas de seguro de renda de Estados Unidos e Canadá

Os dois países tradicionais na utilização de seguros de renda são os Estados Unidos e Canadá. A seguir será analisada essa modalidade de seguro para cada país separadamente.

2.2.1 Estados Unidos

2.2.1.1 Proteção da renda (Income Protection - IP)

O primeiro contrato de seguro de renda analisado é o Proteção de Renda (*Income Protection* – IP). Esse contrato foi inicialmente proposto em 1996 pelo governo norte-americano através de sua Agência de Gerenciamento de Risco (*Risk Management Agency* – RMA) associada à USDA. No ano-safra de implementação (1996-1997), a sua aplicação foi restrita a somente alguns municípios, atingindo uma maior quantidade de localidades somente na safra 1997-1998. Nesse ano, o contrato foi oferecido para 14 municípios produtores de soja e milho nos estados de Illinois (IL), Indiana (IN), e Iowa (IA); oito municípios produtores de trigo de verão em Minnesota (MN) e North Dakota (ND); dezoito municípios produtores de trigo de inverno em Kansas (KS), Montana (MT), e Washington (WA); quarenta e dois municípios produtores de soja e quatro de algodão no Alabama (AL); quatro municípios produtores de algodão na Georgia (GA), e finalmente; vinte e cinco municípios produtores de sorgo no Texas (TX) (SKEES et al., 1998). Já em 1999, o seguro foi oferecido aos estados de Idaho (ID), Oregon (OR), South Dakota (SD), Maryland (MD), New York (NY), Pennsylvania (PA), North Carolina (NC), Arkansas (AR)⁴. Em 2010, Alabama (AL), Arkansas (AR), Georgia (GA), Idaho (ID), Illinois (IL), Indiana (IN), Iowa (IA), Kansas (KS), Minnesota (MN), Montana (MT), North Dakota (ND), Oregon (OR), South Dakota (SD), Texas (TX), Washington (WA).

⁴ Para maiores informações sobre os municípios e culturas favorecidas, olhar USDA (2010b).

Basicamente, o IP fornecia proteção contra baixos preços, baixas produtividades ou uma combinação desses dois, em que esses componentes afetavam diretamente a receita bruta do produtor (desconsiderando os custos de produção), desde que a unidade segurada fosse empresarial. O “gatilho” que permitia o pagamento do seguro era quando a receita bruta (preço vezes produção) era inferior à receita garantida. A receita bruta definida em contrato era dada pela multiplicação da produção observada no término da colheita vezes um preço definido pelos contratos futuros da Chicago Board of Trade (CBOT). No caso do milho, por exemplo, o preço era igual à média dos preços de ajuste do contrato de dezembro durante o mês de novembro; no caso da soja, o preço definido era uma média dos preços de ajuste do contrato de novembro durante o mês de outubro⁵. Destaca-se que nem sempre a receita recebida pelos produtores será a mesma determinada pelo contrato. Por isso, os produtores podem utilizar mecanismos de derivativos agrícolas e estoques para que isso ocorra (ISU, 2009a; FARMDOC, 2010, SKEES et al., 1998⁶).

Enquanto isso, a receita garantida era definida como sendo uma multiplicação da produção média histórica do produtor (ou da região em que o mesmo apresenta registros), um preço base e um nível de cobertura. O preço base era definido a partir de contratos futuros na CBOT (por exemplo, o preço base para milho era definido pela média dos preços de ajuste do contrato de dezembro durante o mês de fevereiro, enquanto que para soja era para os contratos de novembro durante o mês de fevereiro). O nível de cobertura era definido pelo produtor em contrato, entre 50% a 75% do valor da receita garantida, de acordo com o desejo do produtor. No entanto, quanto maior o nível de cobertura, maior será o prêmio. Um resumo de como era feita a receita garantida é apresentado no Quadro 2.

⁵ O trabalho de Schnitkey, Irwin e Sherrick (2004) apresenta uma lista dos preços futuros e a produtividade média para a cultura de milho, desde 1972 até 2003, para o município de Logan, no estado de Illinois (IL). Essa lista serve muito bem como exemplo para o cálculo da renda garantida, servindo inclusive para alguns dos próximos modelos de seguro de renda.

⁶ 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%)”.

Situação no momento do Contrato	
Cultura	Tipo da cultura que será produzida (por ex. Soja)
Produção Média (MA)	MA sacas de 60 kg
Preço Base (PB)	US\$ PR por saca
Escolha do Produtor	
Nível de cobertura (NC)	$50\% < NC < 75\%$
Receita Garantida (RG)	$RG = MA \times PR \times NC$

Quadro 2 – Resumo da obtenção da receita garantida para contratos de Proteção da Renda - IP

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

Graficamente, o resultado do seguro IP é facilmente identificável. Para quaisquer resultados acima da linha resultante da multiplicação do preço base, produtividade média e do nível de cobertura, o que nada mais é do que a receita garantida (RG), o seguro não será acionado. Notar que, poderão ocorrer situações em que o seguro não será acionado, embora baixos preços, assim como baixas produtividades existam, sendo compensadas por altas produtividades e elevados preços, respectivamente, ou seja, leva-se em consideração a combinação entre preços e produtividades para a formação da RG. Notar que esses valores são os possíveis valores no momento do contrato.

Figura 1 – Representação gráfica do seguro de renda IP

Fonte: Adaptado de Atwood, Baquet e Watts (1996)

Com relação aos pagamentos do seguro quando é acionado, o IP funciona da seguinte maneira: toda vez que o seguro é acionado, o pagamento é feito pela diferença entre a receita garantida e a receita bruta, e isso pode ocorrer quando o preço e produção são baixos, quando preço é baixo e quando a produção é baixa. Um exemplo numérico é apresentado no Quadro 3.

Situação no momento do Contrato					
Cultura			Tipo da cultura que será produzida (Soja)		
Produção Média (por hectare)			30 sacas (sc) de 60 kg		
Preço Base			\$ 15,00 por saca		
Escolha do Produtor					
Nível de cobertura			75%		
Receita Garantida			RG = 30 sacas x \$ 15,00 x 75% = \$ 337,5		
Resultado ao fim da safra					
	Produção Baixa – Preço baixo	Produção Baixa – Mesmo Preço	Produção Baixa – Alto Preço	Produção Média – Baixo Preço	Produção Média – Mesmo Preço
Produção Observada	20 sc	20 sc	20 sc	30 sc	30 sc
Preço Observado	\$ 10,00	\$ 15,00	\$ 16,00	\$ 10,00	\$ 15,00
Receita Bruta	\$ 200,00	\$ 300,00	\$ 320,00	\$ 300,00	\$ 450
Paramento do Seguro	\$ 137,5	\$ 37,5	\$ 17,5	\$ 37,5	\$ 0

Quadro 3 – Funcionamento do seguro IP

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

Por fim, o prêmio que é determinado em termos do município analisado, tipo de produção, período de plantio, nível de cobertura, produtividade histórica, através da sua distribuição de probabilidade, passa também a levar em conta o comportamento dos preços futuros,

diferentemente dos contratos tradicionais de seguro baseados somente em produtividade⁷. Além disso, esse seguro tinha seu prêmio subsidiado pelo governo norte americano.

2.2.1.2 Seguro da renda (Revenue Assurance - RA)

Esse segundo modelo de seguro de renda, denominado *Revenue Assurance* (Seguro de Renda – RA) foi originalmente elaborado como uma proposta feita pela *Iowa Farm Bill Study Team* (IFBST), buscando alternativas para seguro de renda, já em 1995. Em 1997, esse modelo de seguro foi implementado na forma de um plano piloto em alguns municípios do estado de Iowa (IA) pela *Iowa Farm Bureau* (instituição de porte estadual) para as culturas de milho e soja. Só viria a ser ofertado para outros estados no ano seguinte, sendo eles: South Dakota (SD) e Minnesota (MN), com as culturas de milho, soja e trigo de verão; Illinois (IL), Indiana (IN) e Iowa (IA), para as culturas de milho e soja; North Dakota (ND) e Idaho (ID), para as culturas de milho, soja, trigo de verão, girassol, canola e cevada forrageira (USDA, 1999a). Em 2010, foi ofertado o seguro nos seguintes estados: Arizona (AZ), Arkansas (AR), Colorado (CO), Idaho (ID), Illinois (IL), Indiana (IN), Iowa (IA), Kansas (KS), Kentucky (KY), Louisiana (LA), Michigan (MI), Minnesota (MN), Missouri (MO), Montana (MT), Nebraska (NE), New Mexico (NM), North Carolina (NC), North Dakota (ND), Ohio (OH), Oklahoma (OK), Oregon (OR), South Dakota (SD), Tennessee (TN), Texas (TX), Virginia (VI), Washington (WA), Wyoming (WY).

Os seguros IP e RA eram muito semelhantes. Assim, alguns conceitos relacionados à receita garantida são os mesmos. No entanto, o RA tinha dois modelos, determinados pela opção de escolha do preço para a determinação da receita garantida. O primeiro deles, denominado Seguro de Renda com Opção de Preço-Safra (em inglês, *Revenue Assurance with the Harvest Price Option*, ou RA-HP), consistia em determinar o preço para a receita garantida através dos preços futuros da cultura no mês anterior ao do contrato. Nesse caso, por exemplo, o Preço-Safra utilizado para a determinação da receita garantida para milho era dado pela média dos preços de ajuste em novembro para o contrato com vencimento em dezembro, assim como para a soja, o Preço-Safra é dado pela média dos preços de ajuste negociados em outubro do contrato com vencimento em novembro. O segundo modelo, o Seguro de Renda com Opção de Preço Base (em

⁷ De acordo com Atwood, Baquet e Watts (1996), existem alguns métodos de precificar esse seguro, mas todas envolvem o comportamento conjunto dos preços e produtividade através da distribuição de probabilidade conjunta.

inglês, *Revenue Assurance with the Base Price Option*, ou RA-BP), consistia na mesma situação do IP, ou seja, os preços para determinação da receita garantida eram obtidos a partir da média dos preços de ajuste no mês de fevereiro dos contratos com vencimento no mês de colheita (USDA, 1999a)⁸. Com relação ao funcionamento, o seguro RA-BP era igual ao IP (notar que esse último era permitido somente para pessoas jurídicas). O que se observa de diferença é com relação ao RA-HP.

Caso o produtor rural contratasse o RA-HP, a receita garantida com preço base (RG_{BP}) era determinada pela multiplicação da produtividade média histórica (PMH), Preço Base e nível de cobertura. No entanto, se o Preço-Safra for maior que o Preço Base, a receita garantida com preço-safra (RG_{HP}) passará a ser a multiplicação da produtividade média histórica, Preço-Safra e nível de cobertura.

Figura 2 – Resultado da receita garantida do seguro do tipo RA-HP

Isso garantirá, ao término do contrato de seguro, uma diferença entre as receitas, como pode ser observado na Figura 2. Isso permitiu que os produtores que optassem por esse tipo de seguro um menor prêmio.

Além disso, o nível de cobertura do RA (tanto o RA-HP como o RA-BP) era determinado pelo tipo de contrato e pelo tipo de unidade segurada. O nível geral de cobertura varia entre 65%

⁸ Para as outras culturas, como canola e girassol, estão descritos os métodos de obtenção dos preços Base e de Colheita para a receita garantida em USDA (1999a).

a 75%, com exceção aos seguros feitos a unidades empresariais e completas, em que o nível de cobertura poderia variar entre 65% a 85%.

Situação Inicial do Contrato					
Cultura			Tipo da cultura que será produzida (Soja)		
Produção Média (por hectare)			30 sacas (sc) de 60 kg		
Preço Base			\$ 15,00 por saca		
Escolha do Produtor					
Nível de cobertura			70%		
Receita Garantida Base			$RG_{BP} = 30 \text{ sacas} \times \$ 15,00 \times 70\% =$ \$ 315,00		
Receita Garantida na Safra			$RG_{HP} = PMH \times HP \times \text{Nível de Cobertura}$		
Resultado ao fim da safra					
	Produção Baixa – Preço-Safra Baixo	Produção Baixa – Mesmo Preço- Safra	Produção Baixa – Alto Preço-Safra	Produção Média – Alto Preço-Safra	Produção Média – Mesmo Preço- Safra
Produção Observada	20 sc	20 sc	20 sc	30 sc	30 sc
Preço- Safra	\$ 12,00	\$ 15,00	\$ 15,50	\$ 15,50	\$ 15,00
Preço Observado	\$ 10,00	\$ 15,00	\$ 16,00	\$ 10,00	\$ 15,00
Receita Bruta (RB)	\$ 250,00	\$ 300,00	\$ 320,00	\$ 300,00	\$ 450
Paramento do Seguro	$RG_{BP} - RB =$ \$ 87,5	$RG_{BP} - RB =$ \$ 37,5	$RG_{HP} - RB =$ \$ 5,50	$RG_{HP} - RB =$ \$ 25,5	\$ 0

Quadro 4 – Exemplo de funcionamento do seguro RA-HP

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

Com relação ao prêmio, esse tipo de seguro apresentava algumas características distintas do IP. Caso a unidade segurada fosse empresarial ou completa, o produtor receberia um desconto no pagamento do seguro, além disso, esses descontos eram baseados na quantidade de terras que constituíssem a unidade empresarial, assim como a quantidade de municípios que essa unidade englobasse, o que permite dispersar o risco, quando comparado com unidades produtoras do tipo básicas ou opcionais, que concentram sua atividade em um só município (USDA, 1999b). Isso revela como o governo americano, no início da implementação desse tipo de seguro buscou reduzir os riscos atrelados a atividade agrícola através da diversificação. Quanto mais dispersa, tecnicada e diversificada a unidade produtora, menores eram os prêmios, em decorrência de menores riscos da renda desses produtores. As principais diferenças entre os seguros IP e RA são:

O seguro IP somente segurar somente unidades empresariais, enquanto que o RA permitia segurar unidades básicas, opcionais, empresariais e completas.
A RA-BP e RA-HP apresentam níveis de cobertura de 65% a 85%, enquanto IP somente entre 65% a 75%.
Os prêmios eram menores no seguro RA-HP

Quadro 5 – Resumo das principais diferenças entre IP e RA

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

2.2.1.3 Cobertura da renda agrícola (*Crop Revenue Coverage - CRC*)

Semelhantemente aos outros dois seguros de renda, o *Crop Revenue Coverage - CRC* foi utilizado no ano de 1996, sendo desenvolvido pela *Redland Insurance Company* (Redland) e utilizado pela FCIC, fornecendo proteção aos produtores rurais. Esse seguro baseava-se nas unidades produtivas básicas, opcionais e empresariais, em que o montante pago pelo seguro (prêmio) seria definido pelo tipo de unidade segurada pelo produtor rural (descontos eram fornecidos aos produtores no pagamento de prêmios quando os mesmos seguravam unidades empresariais).

Para o primeiro ano-safra (1996-1997), somente dois estados foram favorecidos com esse plano inicialmente piloto, Iowa (IA) e Nebraska (NE), tendo em vista que uma grande empresa seguradora, a American Agrisure Inc., situava-se no estado de Nebraska e com forte atuação

sobre Iowa, e via no CRC um grande potencial econômico (HARWOOD et al., 1999; USDA, 2010b).

Em decorrência do sucesso do programa nos dois anos-safra seguintes, o FCIC expandiu a cobertura do seguro para os seguintes estados: Alabama (AL), Arizona (AZ), Arkansas (AR), California (CA), Colorado (CO), Florida (FL), Georgia (GA), Idaho (ID), Illinois (IL), Indiana (IN), Iowa (IA), Kansas (KS), Kentucky (KY), Louisiana (LA), Maryland (MD), Michigan (MI), Minnesota (MN), Mississippi (MS), Missouri (MO), Montana (MT), Nebraska (NE), New Mexico (NM), North Carolina (NC), North Dakota (ND), Ohio (OH), Oklahoma (OK), Oregon (OR), South Carolina (SC), South Dakota (SD), Tennessee (TN), Texas (TX), Utah (UT), Virginia (VA), Washington (WA), Wisconsin (WI), Wyoming (WY) (USDA, 2010b). A partir do ano de 2000, todos os estados, com exceção de Alaska (AK), Hawaii (HI) e Nevada (NV), estavam sob cobertura do CRC.

Esse seguro é muito parecido operacionalmente ao RA-HP. O produtor rural interessado na proteção oferecida pelo CRC deveria escolher um nível de cobertura, que poderia variar de 50% até 85% (somente para alguns estados e culturas, pois caso contrário seria 75%) e declarar o tipo de unidade a ser segurada (básica, opcional ou empresarial). Em seguida, seria calculada a Receita Garantida Base (RG_{BP}), através da multiplicação de um Preço-Base (o mesmo adotado no caso do RA), produtividade média histórica e do nível de cobertura. Assim, na colheita, o produtor iria receber a indenização baseada no comportamento do Preço-Safra. Caso o Preço-Safra seja maior que o Preço-Base, em até uma determinada diferença (Dif - definida por cultura, como por exemplo, o milho que tinha nessa diferença US\$ 1,50), a indenização feita ao produtor rural seria feita baseada em um novo cálculo da Receita Garantida, utilizando agora o Preço-Safra, chamando Receita Garantida-Safra. Caso essa diferença superasse o valor pré-definido no contrato, o valor máximo do Preço-Safra utilizado seria o justamente definido pela diferença (Figura 3), fazendo com que a receita garantida seja limitada (RG_{LIM}) (USDA, 2010b)⁹.

⁹ Para o cálculo dos Preços-Base e Preços-Safra, USDA (2010b) disponibiliza uma lista de todas as culturas cobertas pelo CRC e método de cálculo, todos eles baseados em preços futuros. Além disso, estão definidas as diferenças máximas entre o Preço-base e Preço-Safra, em que alguns exemplos são US\$1,50 para o milho, US\$ 0,70 para algodão, US\$ 1,50 para sorgo, US\$ 0,05 para arroz, US\$ 3,00 para soja, e US\$ 2,00 para trigo.

Figura 3 – Resultado da Receita Garantida do seguro do tipo CRC

O seguro CRC era habilitado a cobrir as unidades básicas, opcionais e empresariais. Já o RA-HP poderia cobrir, além dessas, a unidade completa.
O CRC limitava o Preço-Safra crescente, no momento do cálculo da Receita Garantida-Safra, enquanto que RA-HP não apresentava limites.
Especificamente para o milho, os preços de ajuste para cálculo do Preço-Safra no seguro RA-HP eram os de Novembro, com vencimento em dezembro, enquanto que o do seguro CRC era calculado baseado no mês de outubro, com vencimento em dezembro.
Os prêmios variavam muito entre CRC e RA-HP (o primeiro permitia maiores descontos).

Quadro 6 – Resumo das principais diferenças entre RA-HP e CRC

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

É interessante o crescimento da participação desses três tipos de seguro agrícola de renda no programa de seguro agrícola norte-americano, tratado pelo FCIC, que de acordo com Dismukes (2002), a participação do seguro de renda, representado por esses três modelos, foi de 43% desde sua criação (em 1996) até 2001. Além disso, observa-se que aproximadamente 60% de todas as áreas produtoras de trigo e milho e 37% das áreas produtoras de soja, em 2001, estavam cobertas por esses modelos de seguro de renda. As justificativas dadas pelo autor é que

(1) os produtores estão interessados em garantir suas rendas e não necessariamente sua produção;

(2) geralmente os preços utilizados para obtenção das receitas garantidas dos seguros de renda são maiores que os preços oferecidos aos produtores por seguros de produtividade tradicionais e;

(3) os seguros de renda garantem proteção contra quedas de preço durante todo o período de produção da cultura, além disso, o procedimento de obtenção do preço para a receita garantida faz com que a receita se aproxime muito do que seria a receita recebida pelos produtores caso não haja quaisquer sinistros¹⁰.

2.2.1.4 Plano de risco da renda grupal (*Group Risk Income Plan* - GRIP)

O *Group Risk Income Plan* - GRIP foi um programa de seguro agrícola elaborado a partir de um seguro baseado em produtividade denominado *Group Risk Plan* - GRP¹¹. Como um programa piloto, o GRIP foi ofertado inicialmente para alguns municípios dos estados de Iowa (IA), Illinois (IL) e Indiana (IN), para as culturas de milho e soja. Somente em 2004 é que o programa passou a atender outros estados, inicialmente Michigan (MI). Em 2010, esse programa de seguro de renda foi oferecido para os estados de Arkansas (AR), Colorado (CO), Georgia (GA), Illinois (IL), Indiana (IN), Iowa (IA), Kansas (KS), Kentucky (KY), Louisiana (LA), Maryland (MD), Michigan (MI), Minnesota (MN), Mississippi (MS), Missouri (MO), Montana (MT), Nebraska (NE), North Carolina (NC), North Dakota (ND), Ohio (OH), Oklahoma (OK), South Dakota (SD), Tennessee (TN), Texas (TX) e Wisconsin (WI) (USDA, 2010d).

O seguro GRIP tem seu funcionamento bem diferente dos outros três seguros apresentados até agora, levando-se em consideração o índice de produtividade utilizado.

¹⁰ Evidência também tratada por Kang (2007).

¹¹ De acordo com ISU (2009b, p.1): “Sob a GRP, os produtores recebem o pagamento do seguro a qualquer momento em que a produtividade municipal observada caia abaixo da produtividade ‘gatilho’ definida como sendo a produtividade de escolha do produtor rural. Esse gatilho pode ser 90%, 85%, 80%, 75% ou 70% da produtividade histórica média desde 1962, para aquele município. A produtividade esperada do município é ajustada caso exista tendências crescentes. A cobertura de catástrofe é disponível em até 65% da produtividade esperada do município, desde que seja pago um montante de US\$ 100,00 por cultura segurada.” Outra definição é dada por Kang (2007, p. 20): “GRP bases coverage on the overall yield in a farmer’s county rather than on that of the individual farmer’s loss records, using a county index as the basis for determining a loss. Individual crop losses may not be covered if the county yield does not suffer a similar level of loss. This type of insurance is therefore most often selected by farmers whose crop losses typically follow the county pattern. Producers must choose one coverage level for each crop and county combination. The grower selects the dollar amount of protection per acre and one of the five coverage levels (70, 75, 80, 85 or 90 percent) of the FCIC expected county yield. The expected county yield used for GRP is calculated using many years of county data from the National Agricultural Statistics Service (NASS) with an adjustment for the yield trend. Indemnities are paid when the NASS county yield for the insured crop falls below the trigger level chosen by the farmer. Indemnity payments are made around six months after harvest of the crop.”

Enquanto que os seguros IP, RA, e o CRC utilizam índices de produtividade individuais, o GRIP utiliza como base para os cálculos do seguro os índices de produtividade municipais. Em termos gerais, o GRIP funciona da seguinte forma: o produtor irá receber a indenização a qualquer momento a medida que a receita média do município seja menor que a Receita Garantida (algumas vezes conhecida como receita “gatilho”) definida pelo produtor no momento da contratação do seguro, sendo a indenização baseada na relação entre a receita garantida e a receita observada. Com relação à escolha do produtor nesse modelo de seguro, existem dois componentes que devem ser definidos no momento da contratação do seguro, sendo eles o Nível de Cobertura (já visto) e o Nível de Proteção. O Nível de Proteção é um valor, determinado pelo produtor rural, que será utilizado para o cálculo da indenização. Ele será definido pelo produtor dentro de um limite estabelecido entre o máximo dado por 1,5 a multiplicação entre a produtividade esperada e o Preço-Base, e o mínimo de 60% desse valor máximo. Se, por exemplo, a produtividade esperada é de 300 sacas, e o preço esperado é de \$ 15,00/saca, o nível máximo de proteção será de \$ 6750,00, enquanto que o valor mínimo será de \$ 4050,00.

O que irá determinar a forma de determinação da receita garantida assim como a indenização paga é o tipo de operação de seguro que o produtor escolher, pois esse seguro apresenta duas opções de operação: GRIP com a opção de receita de colheita (em inglês, *GRIP with the Harvest Revenue Option* – GRIP-HR) e GRIP sem a opção de receita de colheita (*GRIP without the Harvest Revenue* – GRIP-NoHR).

- **GRIP-HR**

A primeira delas, GRIP-HR, define sua receita garantida como sendo a multiplicação da produtividade esperada do município, o maior valor entre o Preço Esperado ou o Preço-Safra e o nível de cobertura, escolhido pelo produtor. A produtividade esperada do município é definida a partir da produtividade histórica da cultura quando localizada no município em que o produtor está segurando sua unidade produtiva. O preço esperado, ou Preço-Base, é baseado nos preços de ajuste futuros – como no início do programa GRIP, somente as culturas de soja e milho foram beneficiadas, os preços eram baseados nos ajustes obtidos através da CBOT, sendo o caso do milho, os preços de ajuste dos contratos de dezembro e para a soja, os contratos de novembro, e em ambos os casos, os contratos sendo negociados durante o mês de fevereiro. O Preço-Safra também é obtido a partir de contratos futuros negociados na CBOT – é baseado nos preços de

ajuste, como por exemplo, para o milho, o contrato utilizado é o com vencimento em novembro, com os preços negociados durante o mês de outubro. Vale destacar que o Preço-Safra não poderia ser maior que um determinado valor, ou menor que outro valor (existiam limites) do que o Preço-Base. Por exemplo, o Preço-Safra não poderia ser US\$ 1,50 maior, nem US\$ 1,50 menor que o Preço-Base. Enquanto isso, o nível de cobertura era definido pelo produtor, da mesma forma que no caso do GRP: 90%, 85%, 80%, 75% ou 70% (FARMDOC, 2010; ISU, 2009b; KANG, 2007).

O cálculo da Receita Garantida é a mesma que observada anteriormente. O produtor opta por um nível de cobertura, e a partir daí, a Receita Garantida é dada pela multiplicação do nível de cobertura, produtividade média do município e Preço-Base. Uma vez obtida a Receita Garantida, o pagamento da indenização é feita da seguinte forma: no momento de ocorrência do sinistro, ou “quebra da receita”, são calculadas a Receita Observada, Porcentagem de Quebra e o Fator de Preços, e a partir daí calcula-se a indenização como sendo a multiplicação do Nível de Proteção, Porcentagem de Quebra e o Fator de Preços. Cada um desses elementos está explicado abaixo (Quadro 7).

Receita Garantida (RG_{HR})	Montante determinado no início do contrato do GRIP-HR, definido pela multiplicação entre produtividade média histórica do município (da área a ser segurada), Preço-Base e Nível de Cobertura.
Receita Observada (RO)	Montante observado na colheita, determinado pela Produtividade Média do município na colheita vezes o Preço-Safra.
Porcentagem de Quebra (PQ)	Determinado pela relação: $(RG_{HR} - RO) / RG_{HR}$
Fator de Preços (FP)	Determinado pela divisão entre o Preço-Safra e o Preço-Base: PS / PB
Nível de Proteção (NP)	Ele será definido pelo produtor dentro de um limite estabelecido entre o máximo dado por 1,5 a multiplicação entre a produtividade esperada e o Preço-Base e o mínimo de 60% desse valor máximo
Indenização (I)	Valor definido pela multiplicação: $I = NP \times PQ \times FP$

Quadro 7 – Resumo dos principais componentes do seguro GRIP-HR

Fonte: FarmDoc (2010), ISU (2009b), Kang (2007)

Com relação ao prêmio, seu valor será determinado pela Receita Garantida, o nível de cobertura e pelo nível de proteção. Quanto maiores os seus valores, maiores serão os valores dos prêmios (ISU, 2009b).

O GRIP apresentava, de acordo com Schnitkey, Irwin e Sherrick (2004), o clássico *trade-off* entre risco e retorno. Esse modelo de seguro apresentava maiores retornos, porém menor redução do risco quando comparado com os modelos de seguro RA-HP e CRC. A seguir, no Quadro 8, um exemplo de como funciona o seguro GRIP-HR.

Situação Inicial do Contrato					
Cultura			Tipo da cultura que será produzida (Soja)		
Produção Média (Produção Esperada)			30 sacas (sc) de 60 kg		
Preço Base (Preço Esperado)			\$ 15,00 por saca		
Escolha do Produtor					
Nível de cobertura			70%		
Receita Garantida (RG_{HR})			$RG_{HR} = 30 \text{ sacas} \times \$ 15,00 \times 70\% =$ \$ 315,00		
Nível de Proteção (NP)			\$ 600,00 (valor entre \$ 675,00 e \$ 405,00)		
Resultado ao fim da safra					
	Produção Baixa – Preço- Safra Baixo	Produção Baixa – Mesmo Preço- Safra	Produção Baixa – Alto Preço- Safra	Produção Média – Baixo Preço- Safra	Produção Média – Mesmo Preço-Safra
Produção Observada	20 sc	20 sc	20 sc	30 sc	30 sc
Preço-Safra	\$ 10,00	\$ 15,00	\$ 16,00*	\$ 10,00	\$ 15,00
Fator de Preços (FP)	0,667	1	1,0667	0,667	1
Receita Observada (RO)	\$ 200,00	\$ 300,00	\$ 320,00	\$ 300,00	\$ 450
Porcentagem de Quebra (PQ)	0,36507	0,04762	0,04762	0,04762	-0,4286
Indenização (I)	\$ 146,10	\$ 28,57	\$ 17,06	\$ 19,05	0

Quadro 8 – Exemplo de funcionamento do seguro GRIP-HR

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

*Notar que nesse caso a receita garantida se altera, já que o Preço-Safra é maior.

- **GRIP-NoHR**

O GRIP-NoHR é bem semelhante ao GRIP-HR. O que os diferencia é que no primeiro, ao se determinar a Receita Garantida, quando o produtor exige a indenização, o valor será determinado no início do contrato, diferentemente do contrato GRIP-HR, em que há a opção de se utilizar o Preço-Safra para ajustar a Receita Garantida.

O mesmo exemplo apresentado para o GRIP-HR será utilizado aqui, possibilitando comparações entre os dois tipos de seguro.

Situação Inicial do Contrato					
Cultura			Tipo da cultura que será produzida (Soja)		
Produção Média (Produção Esperada)			30 sacas (sc) de 60 kg		
Preço Base (Preço Esperado)			\$ 15,00 por saca		
Escolha do Produtor					
Nível de cobertura			70%		
Receita Garantida (RG_{HR})			$RG_{HR} = 30 \text{ sacas} \times \$ 15,00 \times 70\% =$ \$ 315,00		
Nível de Proteção (NP)			\$ 600,00 (valor entre \$ 675,00 e \$ 405,00)		
Resultado ao fim da safra					
	Produção Baixa – Preço- Safra Baixo	Produção Baixa – Mesmo Preço- Safra	Produção Baixa – Alto Preço-Safra	Produção Média – Baixo Preço- Safra	Produção Média – Mesmo Preço- Safra
Produção Observada	20 sc	20 sc	20 sc	30 sc	30 sc
Preço-Safra	\$ 10,00	\$ 15,00	\$ 16,00	\$ 10,00	\$ 15,00
Fator de Preços (FP)	0,667	1	1,0667	0,667	1
Receita Observada (RO)	\$ 200,00	\$ 300,00	\$ 320,00	\$ 300,00	\$ 450
Porcentagem de Quebra (PQ)	0,36507	0,04762	-0,01587	0,04762	-0,4286
Indenização (I)	\$ 146,10	\$ 28,57	0	\$ 19,05	0

Quadro 9 – Exemplo de funcionamento do seguro GRIP-NoHR

Fonte: Adaptado de FarmDoc (2010)

Embora o seguro GRIP apresente algumas vantagens em decorrência da sua construção, o mesmo pode ser dito com relação a desvantagens. Quando o seguro utiliza dados regionais, como o caso do GRIP, que recorre a dados municipais em que a unidade produtiva está segurada, alguns benefícios, assim como problemas, passam a surgir. Algumas dessas vantagens e desvantagens estão apresentadas no Quadro 10.

Vantagens	Desvantagens
Não é necessário histórico individual de produtividade.	O GRIP protege o produtor somente quando a produtividade municipal é baixa, e não quando ocorre um problema em termos individuais e isolado, exigindo nesse caso, a contratação de seguros privados individuais, como por exemplo, para proteção contra fogo.
A cultura danificada ou o sinistro ocorrido não será contabilizado para se determinar o montante da indenização.	O seguro não fornece cobertura para plantio tardio assim como queda da qualidade da produção (como por exemplo, grãos de soja sem a qualidade para comercialização em contratos futuros).
O produtor é beneficiado por uma só apólice por fazenda, a não ser que essa fazenda esteja em mais de um município.	Os produtores que contratam o seguro GRIP necessitam complementar o seguro com seguros privados caso tenham que exista.
As experiências de perdas passadas da fazenda (ou unidade produtiva) do produtor não afeta os prêmios.	Diferentemente dos outros modelos de seguro, em que a Receita Observada é obtida através do preço local, o GRIP utiliza o Preço-Safra para determiná-la, permitindo assim a existência de risco de base, associado ao preço futuro utilizado para o cálculo do Preço-Safra.
Grandes proporções de cobertura estão disponíveis (como 90% da receita).	
A proteção de risco de preço é a mesma para quantas apólices forem utilizadas pelo produtor.	

Quadro 10 – Vantagens e desvantagens associadas ao seguro GRIP

Fonte: ISU (2009b) e Kang (2007)

2.2.1.5 Adjusted Gross Revenue – AGR e Adjusted Gross Revenue – Lite - AGR-Lite

O *Adjusted Gross Revenue* - AGR e o *Adjusted Gross Revenue – Lite* - AGR-Lite são dois modelos de seguros de renda desenvolvidos na forma de planos piloto nos Estados Unidos no ano de 1999 e 2002, respectivamente, e tinham como objetivo proteger os produtores rurais de

receitas baixas obtidas na produção agrícola em decorrência de fatores naturais ou de mercado. Esses seguros buscavam cobrir a renda obtida da produção de produtos agrícolas, mas também produtos pecuários, que até então não estavam sendo cobertos por outros seguros de renda. Incluem-se nesses produtos pecuários os próprios animais, assim como os produtos derivados dos mesmos, além de animais e produtos de origem aquífera, desde que de cativeiro (USDA, 2009a, 2009b).

O AGR foi inicialmente implantado em alguns municípios dos estados da Florida (FL), Maine (ME), Massachusetts (MA), Michigan (MI) e New Hampshire (NH). Somente em 2003 passou a se expandir territorialmente, e atualmente disponível para alguns municípios nos estados de California (CA), Florida (FL), Idaho (ID), Maryland (MD), Michigan (MI), New York (NY), Oregon (OR), Pennsylvania (PA), Virginia (VA) e Washington (WA), e para todos os municípios dos estados de Connecticut (CT), Delaware (DE), Maine (ME), Massachusetts (MA), New Hampshire (NH), New Jersey (NJ), Rhode Island (RI) e Vermont (VT) (USDA, 2009a).

Enquanto isso, o AGR-Lite foi proposto somente para alguns municípios do estado da Pennsylvania (PA). Atualmente está disponível para alguns municípios do Alaska (AK), New York (NY), e para todos os municípios do Alabama (AL), Arizona (AZ), Colorado (CO), Connecticut (CT), Delaware (DE), Florida (FL), Georgia (GA), Hawaii (HI), Idaho (ID), Illinois (IL), Kansas (KS), Maine (ME), Maryland (MD), Massachusetts (MA), Minnesota (MN), Montana (MT), Nevada (NV), New Hampshire (NH), New Jersey (NJ), New Mexico (NM), North Carolina (NC), Oregon (OR), Pennsylvania (PA) (com exceção do município de Philadelphia), Rhode Island (RI), South Carolina (SC), Tennessee (TN), Utah (UT), Vermont (VT), Virginia (VA), Washington (WA), West Virginia (WV), Wisconsin (WI) e Wyoming (WY) (USDA, 2009b).

A principal diferença entre esses dois tipos de seguro diz respeito ao tamanho da Receita Garantida. O AGR passa a atender os produtores rurais que desejarem proteger suas rendas até no máximo de US\$ 6.500.000,00, enquanto que o AGR-Lite busca proteger no máximo US\$ 1.000.000,00. O funcionamento dos dois tipos de seguro é semelhante, apresentando as mesmas idéias: são seguros baseados nas informações das declarações de imposto de renda e de relatórios anuais da unidade produtiva, a fim de fornecer proteção para a renda agregada dessa unidade, sendo ela composta por um ou mais tipos de *commodities*. Outras diferenças estão apresentadas no Quadro 11.

AGR	AGR-Lite
Ser cidadão americano ou residente	Ser cidadão americano ou residente
Apresentar documentos do ano-fiscal da fazenda relacionado ao pagamento de impostos.	Apresentar documentos do ano-fiscal da fazenda relacionado ao pagamento de impostos.
Produzir produtos primários na unidade produtiva.	Produzir produtos primários na unidade produtiva.
Pagamento do seguro limitado a US\$ 6.500.000, ou ao máximo de US\$ 13.333.333,00 de renda bruta aprovada pelo seguro	Pagamento do seguro limitado a US\$ 1.000.000,00, ou ao máximo de US\$ 2.051.282,00.
Ter pelo menos 7 anos (sendo os 5 últimos consecutivos) de informações sobre os impostos de renda pagos a Receita Federal Americana*, a menos que haja alguma mudança, o que deverá ser avaliado pelo fornecedor do seguro.	Ter pelo menos 7 anos (sendo os 5 últimos consecutivos) de informações sobre os impostos de renda pagos a Receita Federal Americana*, a menos que haja alguma mudança, o que deverá ser avaliado pelo fornecedor do seguro.
Adquirir alguma forma de seguro tradicional (de produtividade), se disponível para a unidade produtora, quando mais de 50% da renda esperada é obtida a partir do produto sendo segurado.	Não apresentar mais de 50% da receita total originada da compra de commodities para revenda.
Não obter mais de 35% da renda esperada através da pecuária ou outros animais, como peixes, ou produtos de origem animal.	Não ter mais de 83,35% da receita originada da produção de batatas.
Se o produtor contratar um seguro tradicional (de produtividade) além do AGR, haverá um desconto no prêmio pago.	O Governo norte-americano se compromete a pagar uma proporção do prêmio total nos montantes de 48%, 55% e 59% para os níveis de cobertura de 80%, 75% e 65%, respectivamente.

Quadro 11 – Diferenças entre AGR e AGR – Lite

Fonte: Modificado de USDA (2010a, 2010b)

* A Receita Federal Americana exige a declaração Internal Revenue Service, que conterá informações sobre a renda obtida e o pagamento dos impostos associados a essa renda. Ao exigir essas informações, o produtor deve informar na contratação do seguro o elemento F dessa declaração (Schedule F), que informa as perdas e ganhos, e ações decorrentes da produção agropecuária.

Em relação ao funcionamento, esses dois tipos de seguro apresentam os mesmos mecanismos de determinação da Receita Garantida¹², o “gatilho” para o pagamento e o cálculo da indenização. Ao contratar o seguro, a RMA é encarregada de calcular a Renda Aprovada do produtor, que consiste no seguinte cálculo (USDA, 2010c):

i) Com as informações fornecidas sobre a renda produzida na fazenda, é calculada a proporção da renda de um ano em relação a outro, dos últimos 5 anos, como no exemplo abaixo. Vale destacar que valores acima de 1,2 e abaixo de 0,8 são substituídos por esses limites.

Ano Calendário	Valor declarado pelo produtor	Taxa (%)
2005	\$ 300.000,00 (a)	-
2006	\$ 270.000,00 (b)	b/a = 0,9
2007	\$ 310.000,00 (c)	c/b = 1,1481
2008	\$ 275.000,00 (d)	d/c = 0,8870
2009	\$ 300.000,00 (e)	e/d = 1,0909
Média	\$ 291.000,00	1,0065

Quadro 12 – Cálculo das taxas de crescimento da renda para cálculo da renda aprovada

Fonte: USDA (2010c)

ii) Em seguida, calcula-se uma média dessas taxas. O valor obtido desse cálculo será utilizado como forma de obter a renda aprovada, através de um mecanismo de extrapolação desenvolvido pelo USDA. Consiste em considerar essa média como uma taxa constante de crescimento da renda da fazenda. O que se faz é o seguinte:

$$T_{anual} = \frac{b}{a} + \frac{c}{b} + \frac{d}{c} + \frac{e}{d} = 1,0065$$

E a partir desse valor, se faz uma taxa de crescimento para quatro anos:

$$T_{total} = (1,0065)^4 = 1,0264$$

¹² Nesse programa, o USDA denomina renda (*income*) e não receita, mas a forma de interpretação é a mesma, por isso optou-se por manter a denominação Receita Garantida, assim como Receita Observada.

iii) Com esse valor, calcula-se então a Renda Aprovada, valor disponível ao produtor para segurar sua renda. Esse valor é obtido a partir da multiplicação do T_{total} pela renda média dos últimos 5 anos. Nesse exemplo:

$$RA = 1,0264 \times \$ 291.000 = \$ 298.685,78$$

A partir desse valor, RA, o produtor poderá escolher o Nível de Cobertura, que poderá ser 65%, 75% e 80%, e a Taxa de Pagamento¹³, que pode ser 75% e 90%. Com esses valores é possível identificar os limites de renda para cada um desses níveis de cobertura (já que o produtor rural deve apresentar um limite máximo de renda para ser beneficiado por esse tipo de seguro). Observa-se ainda que, dependendo do Nível de Cobertura e Taxa de Pagamento, o seguro exige um número mínimo de produtos (*commodities*) a serem segurados.

Nível de Cobertura	Taxa de Pagamento	Número mínimo de commodities seguradas	Limites máximos de Renda Segurada ¹⁴	
			AGR	AGR-Lite
65%	75%	1	\$ 13.333.333,00	\$ 2.051.282
65%	90%	1	\$ 11.111.111,00	\$ 1.709.401
75%	75%	1	\$ 11.555.555,00	\$ 1.777.777
75%	90%	1	\$ 9.629.629,00	\$ 1.481.481
80%	75%	3	\$ 10.833.333,00	\$ 1.666.666
80%	90%	3	\$ 9.027.777,00	\$ 1.388.888

Quadro 13 – Limites de renda e níveis de cobertura máximos para os programas AGR e AGR – Lite

Fonte: USDA (2010c)

O “gatilho” para o pagamento da indenização é escolhido pelo produtor, sendo definido pela multiplicação do Nível de Cobertura pela Renda Aprovada. Uma vez que a Renda Observada na colheita [e venda do(s) produto(s)] seja menor que esse “gatilho”, o produtor

¹³ A Taxa de Pagamento é definida como sendo o percentual do prejuízo em termos de renda pago pela fornecedora do seguro.

¹⁴ Notar que para qualquer um dos valores máximos, o valor limite de renda segurada é de US\$ 6.500.000,00 e US\$ 1.000.000,00, para AGR e AGR-Lite, respectivamente.

passará a receber a indenização. A indenização é calculada a partir da diferença entre a Renda Garantida e a Renda Observada, multiplicando-se o Taxa de Pagamento (USDA, 2009a; 2010c).

A seguir, no Quadro 14, será apresentado um exemplo de funcionamento desse modelo de seguro. Notar que será apresentado um exemplo de AGR (já que o AGR-Lite é utilizado somente para produtores com menor renda, mas o funcionamento é o mesmo).

Situação Inicial do Contrato				
Renda Média			\$ 291.000,00	
Taxa Total			1,0065	
Renda Aprovada			\$ 298.685,78	
Escolha do Produtor				
Nível de cobertura			75%	
Taxa de Pagamento			75%	
Receita Garantida (RG_{HR})			\$ 291.000,00 x 75% = \$ 224.014,34	
Resultado ao fim da safra				
	Níveis de Renda Observada			
	\$ 180.000,00	\$ 200.000,00	\$ 220.000,00	\$ 240.000,00
Indenização Paga	\$ 33.010,7562	\$ 18.010,7562	\$ 3.010,7562	0

Quadro 14 – Exemplo de funcionamento do seguro AGR

Fonte: Adaptado de USDA (2010c)

2.2.1.6 Average Crop Revenue Election - ACRE e Supplemental Revenue Assurance - SURE

No ano de 2008, o governo americano propôs dois novos programas visando aumentar o número de ferramentas de gerenciamento de risco dos produtores rurais. Esses dois programas, o *Average Crop Revenue Election* - ACRE e o *Supplemental Revenue Assurance* (ou *Assistance*) - SURE vieram através da lei agrícola denominada *Food, Conservation, and Energy Act* (FCEA, ou também conhecida como 2008 Farm Bill). De acordo com Campiche e Harris (2010), embora não sejam programas de seguro agrícola propriamente dito, o SURE tem como principal função dar suporte à receita dos produtores rurais que tem suas fazendas em municípios que apresentam grandes taxas de perdas ou com elevado número de catástrofes, e o ACRE, fornecer suporte a

renda através do componente de preços (levando-se em consideração a produtividade média do produtor)¹⁵. Em ambos os programas, todos os estados norte-americanos são atendidos.

Como será apresentado a seguir, embora o funcionamento do ACRE se assemelhe em muito ao de seguros de renda, ele não deve ser interpretado como um. Existem algumas diferenças entre esses dois tipos de ferramentas que impedem de serem classificados somente como seguro de renda¹⁶. Basicamente, o ACRE tem o seguinte funcionamento, com um exemplo numérico no Quadro 15 (USDA, 2009c; CAMPICHE; HARRIS, 2010):

i) O USDA calcula uma média “Olímpica” de cinco anos da produtividade, tanto da fazenda como do estado em que se localiza;

ii) Em seguida utiliza um Preço-Base do ano vigente (calculado a partir das regras impostas pelo programa), assim como um prêmio (por área de produção, no caso acre) e calculam-se dois componentes, a “Receita Garantida” (como sendo a multiplicação de 90%, a Média da Fazenda e do Preço-Base; esse valor não é como as receitas garantidas dos modelos de seguro vistos anteriormente) e o Nível Garantido (como sendo a multiplicação da Média do Estado e do Preço-Base, mais o Prêmio);

iii) Na safra, toma-se a produtividade observada da fazenda e do estado, assim como o Preço-Base do ano correspondente, e a partir dessas informações calcula-se a Receita Observada do Estado e da Fazenda. Somente haverá pagamento dos valores garantidos se ambas as receitas observadas forem menores que os respectivos valores garantidos (o primeiro e segundo “gatilhos”).

iv) Caso haja o pagamento das receitas garantidas, esse valor será determinado pela multiplicação da diferença entre a Receita Garantida do Estado e a Receita Observada do Estado, 83.3% e a razão entre a produtividade média estadual e a produtividade média da fazenda.

¹⁵ Como o ACRE tem mais um papel de Preço Mínimo associado à manutenção da renda, a discussão de seu funcionamento será resumida.

¹⁶ De acordo com ISU (2009c, p. 2): “Although the ACRE program may resemble crop revenue insurance, there are some important differences. The ACRE guarantees are based on longer term average prices and yields, so they will not fluctuate as much from year to year as crop insurance guarantees. In fact, ACRE regulations state that the state guarantees cannot increase nor decrease more than 10 percent each year. This helps accomplish the fundamental goal of ACRE, which is to stabilize gross revenues over the next 4 years. [...] On the other hand, one of the two ACRE guarantees and the size of the ACRE payment are based on state level yields, not farm yields like most crop insurance policies. ACRE does not protect a farmer who has a poor production year when the state as a whole does not. In addition, ACRE revenue uses the marketing year cash price to calculate actual revenue while crop revenue insurance uses futures prices at harvest time. So, while ACRE payments can be a useful risk management tool for sharply falling prices or widespread yield losses, they do not replace farm level crop insurance protection.”

Produtividade “Olímpica” da Fazenda:	5.220 ton/ha ou 87 sacas/ha
Produtividade “Olímpica” do Estado:	5.040 ton/ha ou 84 sacas/ha
Preço-Base para o ano safra 2008-2009:	\$ 30,00/saca
Prêmio Pago (por hectare):	\$ 8,00/ha
“Receita Garantida” da Fazenda (primeiro “gatilho”):	87 sacas/ha x \$ 30,00/saca + \$ 8,00/ha = \$ 2618,00/ha
“Receita Garantida” do Estado (segundo “gatilho”):	90% x 84 sacas/ha x \$ 30,00/saca = \$2268,00/ha
Produtividade Observada da Fazenda:	4.980 ton/ha ou 83 sacas/ha
Produtividade Observada do Estado:	4.680 ton/ha ou 78 sacas/ha
Preço-Base para o ano safra 2009-2010:	\$ 27,00/saca
Receita Observada da Fazenda:	83 sacas/ha x \$ 27,00/saca = \$ 2241,00/ha
Receita Observada do Estado:	78 sacas/ha x \$ 27,00/saca = \$ 2106,00/ha
Pagamento do ACRE:	(\$2268,00/ha - \$ 2106,00/ha) x 83.3 % x (87/84) = \$ 139,76/há

Quadro 15 – Exemplo do funcionamento do ACRE

Fonte: Adaptado de Campiche e Harris (2010) e USDA (2010e)

Já o SURE é um programa (permanente) de assistência a desastres, mas no formato de seguro de renda. Esse seguro é voltado para produtores com grande risco produtivo, seja qual for a origem. Para esse programa, a fonte de alto risco para os produtores origina-se na localização da fazenda, das baixas produções ou desastres recorrentes. Outro destaque desse programa é que a cobertura é dada exclusivamente à renda produzida na fazenda, e não unicamente a uma *commodity*¹⁷.

¹⁷ De acordo com USDA (2010e, p. 2): “For the SURE program, a farm means all crop acreage that is planted and intended to be planted for harvest for commercial sale or on-farm livestock feeding by the producer even if the farm is located in multiple counties. For aquaculture, a farm includes all the acreage used for all aquaculture species in all counties. For honey producers, all bees and beehives intended for commercial production by the participant in all counties.”

O produtor que deseja utilizar o SURE deve cumprir alguns pré-requisitos, sendo eles: estar localizado ou ser vizinho de um município propenso a desastres e/ou apresentar perdas recorrentes de no mínimo 50%; sofrer recorrentemente perdas em pelo menos uma das *commodities* da fazenda segurada em no mínimo 10%; satisfazer os requerimentos exigidos para a aquisição do programa¹⁸ (disponíveis em USDA, 2009c); média da receita da fazenda dos últimos três anos deverá ser menor do que US\$ 2.500.000.

Como se trata de seguro de renda para desastres, para que o sinistro seja elegível, é necessária a clara definição de desastre. De acordo com USDA (2010e), desastre no programa SURE são os seguintes elementos (ou a combinação deles): desastres associados à variações climáticas extremas (decorrentes de chuvas, secas, temperatura, umidade, geadas, nevasca), assim como tornados, furacões, tufões, ventos excessivos; invasão de água salgada; falta de irrigação em tempos de racionamento; terremotos ou erupções vulcânicas (nesse caso associado ao Hawaii); pragas e doenças.

O funcionamento desse seguro é um pouco mais complexo, principalmente em relação ao pagamento da indenização, que envolve o cálculo de duas receitas, a Receita Garantida (da mesma forma que observada nos outros tipos de seguro) e da Garantia SURE. No SURE, não há escolha do produtor com relação ao nível de cobertura, por exemplo. As taxas existentes são as taxas estatutárias, impostas pelo programa. Além disso, a produtividade garantida associada ao cálculo da Garantia SURE é dada pelo maior valor entre a Produtividade História Média ajustada (toma-se os últimos cinco anos, e desprezam-se os dois menores valores e calcula-se a média com três observações) e a Produtividade Contra-Cíclica (valor calculado pelo FSA, baseado em informações coletadas na região em que se localiza a fazenda). Adicionalmente, para o cálculo das receitas garantidas, o preço utilizado é um valor baseado em uma ponderação dos preços futuros ou a termo (dependendo do tipo de produto¹⁹) das *commodities* produzidas na fazenda (se mais de uma), aqui denominado Preço do Seguro.

Enfim, o último componente das receitas garantidas são os Descontos de Preços e Produtividade. Esse desconto é fornecido somente para o cálculo da Garantia SURE e podem variar de 60% a 100% (afetando nesse caso o prêmio pago). O pagamento da indenização é feito no montante da diferença entre a Receita Garantida SURE, dada pelo menor valor entre a

¹⁸ Risk Management Purchase Requirements - RMPR.

¹⁹ Esse seguro se encarrega de cobrir uma grande quantidade de produtos, desde soja, até mel e pinheiros de Natal. Para maiores informações, olhar USDA (2010e).

Garantia do Programa e a Receita Esperada, em relação à Receita Total da Fazenda. Na Figura 4 está apresentado o mecanismo para o pagamento da indenização de acordo com o USDA (2010e).

Figura 4 – Funcionamento da indenização paga pelo SURE

Fonte: Adaptado de USDA (2010e)

A Garantia do Programa (ou *Program Guarantee*) é determinada pelo tipo de cultura a ser segurada, pois os valores dos Níveis de Cobertura dependem da existência ou não de seguros de produtividade para elas até 2008, e essa mesma condição para os anos de 2009 e 2011. Isso pode ser observado no Quadro 16.

Culturas Seguradas até 2008		Culturas seguradas para 2009-2011	Culturas Não-Seguradas até 2008	Culturas Seguradas 2009-2011	Culturas Não-para
Tipo A	Tipo B				
A Garantia do Programa (<i>Program Guarantee</i>) será igual a:					
Previsão ou intenção da Área de plantio					
MULTIPICADO POR					
O maior valor entre: Produtividade Ajustada ¹ e 65% da Produtividade Média Histórica Municipal ²					
MULTIPICADO POR					
70%	Nível de Cobertura da Produtividade determinado pelo Produtor	Nível de Cobertura da Produtividade determinado pelo Produtor	70%	50%	
MULTIPICADO POR					
100% do Preço do Produto determinado pelo Seguro	Nível de Cobertura do Preço do Produto determinado pelo Produtor	Nível de Cobertura do Preço do Produto determinado pelo Produtor	100% do Preço NAP ³		
MULTIPICADO POR					
115%	120%	115%	125%	120%	

Quadro 16 – Cálculo da garantia do programa

Fonte: Modificado de USDA (2010e)

¹ Produtividade Ajustada é dada pela média dos últimos 4 anos, excluindo-se o ano com a menor produtividade.

² Valor calculado a partir dos 5 últimos anos.

³ Trata-se do valor do produto calculado pelo *Noninsured Crop Disaster Assistance Program* – NAP.

Semelhantemente ao cálculo da Garantia do Programa, o cálculo da Receita Esperada depende se a cultura apresenta seguros de produtividade ou não, de acordo com o Quadro 17.

Para Culturas Seguradas	Para Culturas Não-Seguradas
A Receita Esperada será igual a:	
90% do resultado da:	
Previsão ou intenção da Área de plantio	
<i>MULTIPICADO POR</i>	
O maior valor entre: Produtividade Ajustada ¹ e 65% da Produtividade Média Histórica Municipal ²	
<i>MULTIPICADO POR</i>	
100% do Preço do Seguro	100% do Preço NAP

Quadro 17 – Cálculo da receita esperada

Fonte: Adaptado de USDA (2010e)

A Receita Total da Fazenda será dada pela quantidade colhida de cada uma das culturas contidas na cobertura do seguro feito, multiplicado pelos respectivos Preços Médios do Mercado Nacional (calculado pelo USDA, levando-se em consideração a região em que a fazenda está localizada), mais: 15% do valor de venda real de todos os produtos, 100% dos ganhos de comercialização (se existirem), entre outros pagamentos (como por exemplo, pagamentos de desastre, ou indenizações pagas pelo ACRE, se o produtor optou por isso).

2.2.1.7 Revenue Protection - RP

Em abril de 2010, após alguns anos de estudo e pesquisa, o RMA passou a ofertar uma nova modalidade de seguro. Essa nova modalidade abrange tanto os mecanismos de seguro de produtividade e de renda. O que passará a existir a partir 2011 são duas modalidades de seguro, o *Yield Protection*, e a *Revenue Protection*. A primeira delas trata-se do seguro de produtividade tradicional americano.

O *Revenue Protection* - RP passa a partir de 2011, a agregar três tipos de seguro de renda anteriormente citados, sendo eles o RA, CRC e o IP, e em consequência, deixam de ser ofertados (descontinuados). De acordo com USDA (2010a), a finalidade básica dessa nova modalidade é: “provides protection against loss of revenue caused by price changes or low yields or a

combination of both (USDA, 2010a, p. 1)”. As culturas atendidas por essa nova modalidade são: colza, milho, algodão, sorgo, arroz, soja, girassol, trigo, cevada e canola. Esse novo contrato de seguro será ofertado para todos os estados americanos.

O RP pode ser decomposto em duas formas: *Revenue Protection* e o *Revenue Protection* com Exclusão de Preço-Safra (*Revenue Protection with Harvest Price Exclusion* – RP-HPE). Cada uma delas agrega um tipo de seguro de renda já existente, conforme o Quadro 18.

Novo Produto	Produtos substituídos (descontinuados)	Mecanismo de Indenização
Revenue Protection (RP)	Crop Revenue Coverage (CRC) e Revenue Assurance com opção de Preço-Safra (RA-HP)	O RP fará pagamentos de indenização quando a Receita Observada for menor que a Receita Garantida. Na modalidade RP, a Receita Garantida poderá se elevar ao longo da safra caso o Preço Safra seja maior que o Preço Base utilizado para o cálculo da Receita Garantida.
Revenue Protection with the Harvest Price Exclusion (RP-HPE)	Income Protection (IP) e Revenue Assurance sem opção de Preço-Safra (RA-HP)	O RP-HPE fará pagamentos de indenização quando a Receita Observada for menor que a Receita Garantida. Nessa modalidade de seguro, a Receita Garantida será a mesma para toda a vigência do contrato.

Quadro 18 – Modelos de seguro *Revenue Protection*

O funcionamento do RP e RP-HPE é bem semelhante aos programas que substituem. O que se observa de diferente é a forma pelas quais são obtidos os parâmetros associados ao produto, tais como a o Preço-Base e Preço-Safra. De acordo com USDA (2010a), os Preços-Base e Preços-Safra serão determinados pelo *Commodity Exchange Price Provisions* (CEPP), um relatório anual, que regula os mecanismos de determinação dos preços utilizados nos contratos de

seguro (de renda ou não), e que inclui todas as informações necessárias para obtenção desses preços²⁰. Além disso, o Preço-Safra não poderá ser duas vezes maior que o Preço-Base.

Schnitkey (2010) apresenta, para o trigo, o mecanismo de obtenção dos Preços-Base e Preço-safra, para diversos estados americanos. Por exemplo, para o estado da Florida (FL), o Preço-Base é obtido através da média dos preços de ajustes do contrato futuro com vencimento em julho durante os dias 15 de agosto e 14 de setembro, enquanto que o Preço-Safra é obtido através da média dos preços de ajuste do mesmo contrato durante os dias 1 de junho e 30 de junho, sendo que esses preços são negociados na CBOT. Para Illinois, o contrato utilizado é o do mês de setembro, embora use os mesmos períodos de negócios na CBOT. Por outro lado, para o estado de Montana (MT), o contrato utilizado para o cálculo dos preços é o negociado na Kansas City Board of Trade - KCBT, com vencimento em setembro, e para os mesmos dias de negociação.

O funcionamento do RP é igual ao apresentado no Quadro 4, enquanto que o RP-HPE é igual ao apresentado no Quadro 3. Embora, de acordo com Schnitkey (2010), o produtor rural possa agora utilizar um seguro de renda como RP ou RP-HPE em substituição aos outros quatro produtos (RA, RA-HP, CRC, IP), facilitando sua compreensão, a sua criação deve apresentar consequências indesejadas. A principal delas, apontada pelo autor, é com relação ao prêmio, já que novos mecanismos de determinação foram elaborados, sem que haja ainda uma análise adequada desses mecanismos.

2.2.2 Canadá

2.2.2.1 *Gross Revenue Insurance Program - GRIProg*

O *Gross Revenue Insurance Program - GRIProg*, foi proposto em 1991 como um dos pilares para a manutenção da renda de produtores rurais, junto com o *Net Income Stabilization Account - NISA*.

Por meio da *Farm Income Protection Act - FIPA*, elaborada pelo Departamento de Agricultura canadense (*Agriculture and Agri-Food Canada – AAFC*), essa modalidade de seguro de renda foi introduzida no Canadá e como os outros modelos de seguro de renda analisados,

²⁰ Vale destacar que a forma de obtenção desses preços está disponível a todos os interessados no site: <http://www.rma.usda.gov/tools/pricediscovery.html>.

buscava gerenciar o risco de preço e de produção, simultaneamente, associados à atividade agrícola.

O GRIProg é semelhante, no que se refere à finalidade, aos produtos americanos IP, RA e CRC. Sua principal finalidade é proteger o produtor rural das variações de preço e de produtividade associados à atividade agrícola. No entanto, com relação à sua funcionalidade, o produto GRIProg é muito diferente.

Esse produto era ofertado para todos os estados canadenses, porém, com uma forma de funcionamento para cada um deles. No entanto, em 1999, era ofertado somente para Ontario (ON). O único componente em comum para todos os estados relaciona-se aos procedimentos que o produtor rural deveria adotar para contratar o seguro. Caso o produtor desejasse contratar o GRIProg, deveria estar ciente de que: (a) caso tivesse de deixá-lo, era necessário um aviso prévio de 3 anos, por escrito, ao AAFC, e além disso, se quisesse contratá-lo novamente, deveria aguardar dois anos de seu desligamento e após isso, ainda não poderia utilizar toda a indenização paga: iria receber 50%, 75% e 100% da indenização paga ao longo de três anos, respectivamente; (b) ou se desejasse não esperar esses três anos, deveria devolver todos os descontos (subsídios) fornecidos ao pagamento do prêmio (BOUZAHER et al., 1993).

Agora, com relação ao funcionamento propriamente dito, isso dependia em que estado o produtor está localizado, dessa forma, serão apresentadas as formas de funcionamento do seguro nos estados canadenses de Alberta (AB) e Manitoba (MB) (são iguais) e de Saskatchewan (SK). Esses estados canadenses se destacam pela característica econômica agropecuária (*prairies lands*).

O GRIProg nos estados de Alberta (AB) e Manitoba (MB) era composto por dois componentes, o Componente da Produtividade e o de Receita, fazendo com que o pagamento da indenização estivesse associado a cada um desses componentes.

O pagamento associado ao Componente da Produtividade tinha como “gatilho” o momento em que a produtividade anual observada da cultura fosse menor que a Produtividade Alvo, definida pela Produtividade Média Histórica vezes o Nível de Cobertura, que no caso da maioria dos municípios pertencentes a esses estados, era de 70%. Dessa forma o pagamento da indenização a esse Componente era dado pela diferença entre a Produtividade Alvo e a Produtividade Esperada, vezes o Preço-Seguro e pela área de plantio. O Preço-Seguro era definido no momento da contratação do seguro.

Por outro lado, o pagamento ao Componente de Receita tinha como “gatilho” o momento em que a soma da Receita de Mercado (valor da venda da produção total no mercado local) com a indenização paga pelo Componente da Produtividade for menor que a Receita Alvo. A Receita Alvo é dada pela multiplicação entre o Nível de Cobertura (70%), Produtividade Média Histórica, Média Móvel dos Preços Recebidos para a cultura e Área Plantada. Com isso, o montante pago de indenização do Componente de Receita era dado pela diferença entre a Receita Alvo e a soma entre a Receita de Mercado e a indenização paga pelo Componente da Produtividade.

Por fim, o pagamento total do seguro GRIProg era a soma das indenizações pagas pelos dois Componentes. Para maiores informações sobre esse programa de seguro canadense, consultar Bouzaher et al. (1993). No Quadro 19 está apresentado o funcionamento do seguro GRIProg.

Situação Inicial do Contrato					
Cultura		Tipo da cultura que será produzida (Trigo)			
Produtividade Média Histórica		2000 ton/ha			
Preço-Seguro (PS)		\$ 300,00/ton			
Escolha do Produtor					
Nível de cobertura		70%			
Área Plantada		10 ha			
Média Móvel dos Preços Recebidos		\$ 320,00/ton			
Produtividade Alvo (PA)		2000 ton/ha x 70% = 1400 ton/ha			
Receita Alvo (RA)		RA = 2000 ton/ha x 10ha x 70% x \$ 320,00/ton = \$ 4.480.000,00			
Resultado ao fim da safra					
	Situação 1	Situação 2	Situação 3	Situação 4	Situação 5
Produtividade Observada	1300 ton/ha	1300 ton/ha	1600 ton/ha	2000 ton/ha	2000 ton/ha
Preço Observado	\$ 260/ton	\$ 270/ton	\$ 220/ton	\$ 220/ton	\$ 250/ton
Receita de Mercado (RM)	\$ 3.380.000,00	\$ 3.510.000,00	\$ 3.520.000,00	\$ 4.400.000,00	\$ 5.000.000,00
Produtividade Alvo (PA)	1400 ton/ha	1400 ton/ha	1400 ton/ha	1400 ton/ha	1400 ton/ha
Receita Alvo (RA)	\$ 4.480.000,00	\$ 4.480.000,00	\$ 4.480.000,00	\$ 4.480.000,00	\$ 4.480.000,00
Indenização pelo Componente Produtividade	\$ 300.000,00	\$ 300.000,00	\$ 0	\$ 0	\$ 0
Indenização pelo Componente Receita	\$ 800.000,00	\$ 670.000,00	\$ 960.000,00	\$ 80.000,00	\$ 0
Paramento do Seguro GRIProg	\$ 1.100.000,00	\$ 970.000,00	\$ 960.000,00	\$ 80.000,00	\$ 0

Quadro 19 – Exemplo de funcionamento do GRIProg

Já em Saskatchewan (SK), alguns componentes se alteraram, tais como: o Nível de Cobertura, que eram de 50%, 60%, 70% e 80%; Preço Observado para o cálculo da Receita Observada era opcional, ou seja, o produtor rural poderia optar por Preço-Mínimo, Preço-Máximo e Preço de Mercado (o que afetava o prêmio pago); os produtores não apresentavam restrições com relação aos anos de aviso prévio para deixar o programa, assim como não sofriam com anos de inatividade quando retornavam ao programa; e por fim, o pagamento das indenizações variava de acordo com a região em que a fazenda estava localizada [o estado de Saskatchewan (SK) contava com 23 regiões].

Para o pagamento do seguro, semelhantemente ao seguro ofertado nos estados de Alberta (AB) e Manitoba (MB), existiam dois componentes. O primeiro deles associado à produtividade e o segundo à renda do produtor. Além disso, o “gatilho” para o pagamento era o mesmo. No entanto, o que diferenciava ainda mais o GRIProg no estado de Saskatchewan (SK) era com relação ao pagamento da indenização (BOUZAHHER et al., 1993).

O pagamento da indenização ao Componente de Produtividade (P_{CP}) era dado pela multiplicação da diferença entre Produtividade Garantida (Y_{gt}), dada pela Produtividade Média da Área de Risco multiplicada pelo Índice de Produtividade do Solo e Nível de Cobertura, e a Produtividade Observada (Y_{ob}), pela área de plantio (A) e pelo Preço do Seguro (P_{seguro}):

$$P_{CP} = (Y_{gt} - Y_{ob}) \times A \times P_{seguro} \quad (1)$$

Já o pagamento ao Componente da Receita dependia em grande parte de quantas áreas de risco compunham a fazenda segurada. O Pagamento Total por Área do Componente da Renda (PT_{CR}) era dado por:

$$PT_{CR} = \sum_{j=1}^k P_j^{CR} \quad (2)$$

Em que P_j^{CR} é o pagamento do Componente da Renda por Área para a área j localizada na fazenda. P_j^{CR} é definido por:

$$P_j^{CR} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{ij}^{gt} - P_{ij}^{mk}) \times (A_{ij} \times Y_{ij}^{lp})}{\sum_{i=1}^n A_{ij}} \quad (3)$$

P_{ij}^{gt} e P_{ij}^{mk} são respectivamente os Preços-Garantia e Preços-Safra dos produtos i localizados na área de risco j . A_{ij} é a área de plantio do produto i na área de risco j e Y_{ij}^{lp} é a Produtividade Média de Longo Prazo (definida pelo programa) do produto i , na área de risco j .

Com exceção do pagamento e das outras diferenças acima citadas, o GRIProg no estado de Saskatchewan (SK) apresenta o mesmo mecanismo de funcionamento dos estados de Alberta (AB) e de Manitoba (MB) (BOUZAHER et al., 1993).

2.2.2.2 Net Income Stabilization Account - NISA

O segundo programa criado a partir do FIPA, em 1991, foi o *Net Income Stabilization Account* - NISA. Diferentemente do GRIProg, que fornecia suporte à renda do produtor rural por meio de mecanismos de seguro, o NISA tinha como principal função reduzir a variabilidade da renda. Não se tratava de um programa de seguro agrícola de renda, porém, atuando sobre a renda do produtor rural, foi um dos programas necessários para seu gerenciamento. Uma breve ressalva sobre o programa será apresentado.

O NISA incentivava os produtores rurais a pouparem suas rendas em momentos de alto rendimento agrícola, para em contrapartida, fazerem descaixes em anos de baixo rendimento. Para atingir esse objetivo, o governo canadense exigia que os produtores rurais depositassem parte de seus rendimentos obtidos no ano-safra, e em contrapartida, fornecia incentivos fiscais (em termos de impostos de renda), assim como maiores rendimentos financeiros, em termos de taxas de juros incidentes sobre o montante depositado. Adicionalmente, o governo canadense contribuía com uma parcela nos depósitos em caixa. Essa conta criada unicamente para o NISA servia para o produtor solucionar problemas associados ao seu consumo e pagamento da remuneração ao trabalho (sendo ele familiar ou não) (BOUZAHER et al., 1993).

Como não se tratava de um programa de seguro agrícola, o NISA era mais barato que o GRIProg. Além disso, era de fácil compreensão para os produtores rurais, pela facilidade de acompanhamento da sua conta pelo produtor rural (GARNER, 2002). O NISA tinha atuação nacional, e estava presente em todos os estados canadenses, embora fosse mais atuante nos estados de Saskatchewan (SK), Alberta (AB) e de Manitoba (MB) (*prairies lands*).

2.2.2.3 *Agricultural Income Disaster Assistance - AIDA*

A partir de sua criação, o FIPA não sofreu grandes modificações. Somente no ano safra de 1998-1999, é que se pode observar uma modificação na política governamental canadense. Foi criado nesse ano o *Agricultural Income Disaster Assistance - AIDA*, um programa com a finalidade de fornecer pagamentos aos produtores rurais, no caso de algum tipo de desastre que atinja a cultura desse produtor, por meio de sua renda, expressa através das margens relativas da produção agrícola ou através da receita da produção, considerando-se o estado de localização. Esse programa, atingindo todos os produtores rurais canadenses, era financiado em parte pelo governo federal (60%) e pelo governo estadual (40%) e previa pagamentos toda vez que a Receita Observada fosse 70% menor que a Receita Garantida.

A Receita Garantida era calculada a partir das informações fornecidas ao Imposto de Renda. Para seu cálculo, tomava-se os últimos 5 anos das receitas ou margens relativas declaradas pelo produtor rural, e descartavam-se os 2 piores anos e, com as três observações restantes, tomava-se uma média simples. Com relação à Receita Observada, essa era obtida através da declaração anual de renda do produtor no ano safra. O pagamento era efetuado assim que se obtinha o resultado dessa declaração.

Esse programa não era propriamente um programa de seguro agrícola, e sim um programa assistencial, com características associadas ao seguro de renda. Não havia pagamentos de prêmios, e a indenização paga era indiscriminadamente feita para todos os produtores rurais (CANADA, 2010; GARDNER, 2008).

O problema associado ao AIDA é o das altas despesas governamentais com a manutenção do programa. De acordo com AAFC (2005), por se tratar de um programa sem quaisquer restrições de participação, 84% dos produtores rurais canadenses participavam desse programa, e invariavelmente, exigiam pagamentos de indenizações. Isso causou ao orçamento público um grande prejuízo. Inclusive, nos anos seguintes, o governo canadense propôs uma nova política agrícola associada à renda, fazendo com que houvesse uma significativa redução dos gastos públicos no setor, atingindo os mesmos objetivos.

2.2.2.4 Canadian Agricultural Income Stabilization - CAIS

Em 2003, foi criado o *Canadian Agricultural Income Stabilization* - CAIS, em substituição aos programas NISA e o AIDA. Esse programa faz parte do *Agricultural Policy Framework* - APF²¹, e foi desenvolvido em conjunto com os departamentos de agricultura federal, estadual e municipal. Esse programa foi inicialmente ofertado, no ano safra de 2003-2004, para o estado de Ontário (ON). No seu último ano de funcionamento, no ano de 2007-2008, foi ofertado para os estados de British Columbia (BC), Saskatchewan (SK), Manitoba (MA), New Brunswick (NB), Nova Scotia (NS), Newfoundland e Labrador (NL), e Yukon (YT), por meio da administração federal, enquanto que para os estados de Alberta (AB), Ontário (ON), Quebec (QC), e Prince Edward Island (PE), era ofertado e administrado pelo departamento de agricultura estadual²² (AAFC, 2005).

Embora esse programa não tenha sido criado como uma ferramenta de seguro de renda, o seu funcionamento e as análises feitas dos resultados observados por autores como Turvey (2010) mostram que esse programa funcionou muito bem como uma ferramenta de seguro de renda. Resumidamente, seu principal objetivo era proteger as operações comerciais dos produtores rurais, de uma forma que, dado uma margem de comercialização pré-determinada em um contrato denominada Margem Garantida, caso não fosse atingido esse valor, o produtor rural receberia o montante complementar para atingir a margem objetivo (MATTHEWS, 2010; SCHMITZ, 2008).

A Margem Garantida era um valor calculado pelo Departamento de Agricultura canadense baseado nas informações fornecidas pelo produtor rural referentes ao imposto de renda. Consistia nas informações referentes às receitas obtidas e despesas efetuadas²³ ao longo dos últimos cinco anos. A margem era calculada (receitas menos os custos) e em seguida calculava-se uma média utilizando as 5 observações (referentes aos últimos 5 anos).

O que distingue esse programa de um modelo de seguro de renda é o prêmio. O CAIS exigia o pagamento de um prêmio, no entanto, o montante pago pelo produtor não era recebido diretamente pelo governo, e sim depositado em uma conta corrente associado ao produtor

²¹ Política conduzida pelo governo canadense para o setor agrícola.

²² São ofertados e gerenciados por Agriculture Financial Services Corporation, Agricorp, La Financière agricole du Québec, Prince Edward Island Agricultural Insurance Corporation, respectivamente. O programa não é ofertado para os estados de Nunavut (NU), Northwest Territories (NT).

²³ Não eram consideradas despesas: custos com capital, depreciação, remuneração ao trabalho próprio (TURVEY, 2010).

participante do CAIS. Esses valores pagos eram utilizados para o pagamento da indenização. A indenização associada ao programa é dada pela diferença entre a Margem Garantida e a Margem Observada²⁴. Vale destacar ainda que, caso os valores pagos – depositados pelos produtores rurais não fosse utilizado no ano-safra correspondente, o montante iria se acumulando para o próximo ano, tendo rendimento igual ao das taxas de juros definidas pelo programa, e somente seria resgatado quando o produtor rural se desligasse do programa (AAFC, 2005).

A forma de pagamento da indenização do programa era feito da seguinte maneira:

i) Calculava-se o montante percentual da perda, ou seja, $100\% - \frac{(MG-MO)}{MG}$, em que MG é a Margem Garantida e MO a Margem Observada.

ii) Em seguida, observava-se o nível de pagamento em que estava localizada essa porcentagem. Essas classes de pagamento estão apresentadas na Figura 5 e representam os montantes pagos pelo produtor, por meio dos depósitos em conta corrente do programa CAIS (em cinza clara) e os pagamentos feitos pelo governo (em cinza escura – o pagamento era feito em 60% governo federal e 40% governo estadual). Margens negativas são observadas quando a receita obtida é menor que os custos incorridos no ano-safra.

iii) O pagamento feito era no montante da diferença entre MG e MO , e de forma cumulativa, por exemplo, se a margem do produtor caísse em 15%, 50% do pagamento iria ser feito a partir dos depósitos do produtor e 50% do governo; se a queda fosse de 30%, os primeiro 15% de queda seriam cobertos da forma apresentada anteriormente, e os 15% restantes seriam cobertos por 30% do fundo do produtor e 70% pelo governo. Esse raciocínio funciona até as margens negativas.

²⁴ Vale destacar que o pagamento da indenização somente era feito após um ou dois anos-safra após o sinistro, pois o pagamento era referente a Margem Observada, que era a margem declarada no imposto de renda. Por exemplo: No ano safra 2009-2010, o produtor teve uma queda da sua Margem, dessa forma ele exige o pagamento da indenização referente ao CAIS; assim, o produtor somente irá receber o pagamento, de acordo com a análise do AAFC, no ano safra 2011-2012 ou 2012-2013 (AAFC, 2010).

Figura 5 – Faixas de Pagamento do CAIS

Fonte: AAFC (2005)

No Quadro 20 está apresentado um exemplo numérico do funcionamento do programa CAIS. Esse programa também se destaca pela cobertura de um grande número de culturas e da margem obtida através da produção em toda a fazenda (e não unicamente de um só produto).

Variáveis para o cálculo	Faixas de Pagamento do CAIS			
	100% - 85%	85% - 70%	70% - 0%	Margens Negativas
Margem Garantida (MG)	\$ 1.000.000,00	\$ 1.000.000,00	\$ 1.000.000,00	\$ 1.000.000,00
Margem Observada (MO)	\$ 900.000,00	\$ 820.000,00	\$ 600.000,00	\$ -300.000,00
Percentual de Perda	90%	82%	60%	-30%
$MG - MO$	\$ 100.000,00	\$ 180.000,00	\$ 400.000,00	\$ 1.300.000,00
Parcela paga pelo Produtor	\$ 50.000,00	\$ 84.000,00	\$ 140.000,00	\$ 260.000,00
Parcela paga pelo Governo	\$ 50.000,00	\$ 96.000,00	\$ 260.000,00	\$ 920.000,00

Quadro 20 – Funcionamento do CAIS

2.2.2.5 *Growing Forward* - GF: AgriInvest, AgriStabilize, AgriInsurance, AgriRecovery

Em 2007, após o cancelamento do CAIS, o AAFC propôs um pacote de programas *Growing Forward* - GF. Esse pacote era composto de diversos programas, no entanto quatro deles se destacam: AgriInvest, AgriStabilize, AgriRecovery e AgriInsurance. Esses quatro programas permitiram o surgimento de um mecanismo semelhante a um seguro de renda, que se ajustou melhor às necessidades dos produtores rurais, melhorou o pagamento de indenizações e principalmente o custo para os produtores rurais (TURVEY, 2010).

i) AgriInvest (AAFC, 2010a):

O AgriInvest tem como principal finalidade ajudar os produtores rurais no gerenciamento de pequenas variações de renda e auxiliar esses produtores a utilizarem suas rendas em outros investimentos, reduzindo riscos e elevando suas rendas. O AgriInvest tem atuação em todo o território canadense, e é gerenciado pelo governo federal, com exceção do estado de Quebec, em que a administração do programa é estadual (pelo *La Financière Agricole*).

Esse programa destaca-se pela presença de uma conta corrente pertencente ao produtor rural, da mesma forma que o CAIS, e que tem como finalidade permitir depósitos anuais baseados em determinadas porcentagens das vendas líquidas do produtor, assim como contribuições proporcionais a essas vendas a partir dos governos federais, estaduais e municipais. Essa conta pode ser aberta em quaisquer instituições financeiras que o produtor desejar, e que em seguida, essa instituição irá notificar a AAFC sobre a abertura da conta.

Para o produtor participar desse programa deve preencher alguns pré-requisitos²⁵, e em seguida aguardar a avaliação do AAFC. Essa avaliação é feita para calcular a Margem Elegível, ou como no CAIS, Margem Garantida. Somente após o cálculo da Margem Elegível é que o produtor poderá criar a conta para depósitos. O funcionamento do AgriInvest é bem semelhante ao CAIS: o produtor rural deverá depositar uma porcentagem da Margem Elegível fixa dada pela AAFC de 0,45% da margem, e aguardar um depósito proporcional referente ao governo na mesma conta; esse valor será utilizado de duas maneiras: como fonte da renda para investimentos em ativos, auxiliado por agentes associados ao programa, assim como para saldar problemas associados a variações negativas na Margem Observada (AAFC, 2010a).

²⁵Pré-requisitos e formulários de cadastramento no programa disponíveis em: <http://www.cra-arc.gc.ca/E/pub/tg/rc4060/rc4060-e.html#P342_33959>.

O produtor poderá utilizar os recursos associados ao programa somente quando a sua Margem Observada sofrer uma queda de até 85% em relação à Margem Elegível. O que diferencia esse programa do CAIS é que o recurso depositado pelo produtor, assim como a contrapartida feita pelo governo, pode ser utilizado para outros fins como investimentos financeiros. No entanto, a queda máxima permitida para o uso do recurso na manutenção da renda do produtor é de 85%, em que no caso do CAIS, a queda poderia ser até negativa (Margens Negativas). Porém, a presença dos outros três programas fazia com que essa cobertura fosse ampliada.

ii) AgriStabilize (AAFC, 2010a; 2010c):

Enquanto o AgriInvest trata de pequenas variações da renda do produtor rural, assim como permite o uso dos recursos em investimentos financeiros, o que permite uma diversificação maior da renda do produtor, o AgriStability providencia ao produtor rural uma alternativa para as grandes variações da renda, representada por sua margem de comercialização (receitas menos custos). Esse programa é gerenciado aos estados de Manitoba (MA), New Brunswick (NB), Nova Scotia (NS), Newfoundland e Labrador (NL), e Yukon (YT) por meio do governo federal, assim como para os estados de British Columbia (BC), Saskatchewan (SK), Alberta (AL), Ontario (ON), Quebec (QC), e Prince Edward Island (PE) pelos respectivos governos estaduais. Seu funcionamento é o mesmo para todos os estados, como no caso do AgriInvest, porém o pagamento dos recursos, assim como os cálculos associados ao funcionamento do programa são de responsabilidade dos administradores dos programas em cada um desses estados.

Basicamente, o AgriStability fornece pagamentos aos produtores rurais a medida que sua Margem Observada (declarada ao fim do ano-safra) seja igual ou menor que 85% da Margem de Referência (ou Margem Elegível), sujeita ao pagamento de um “prêmio” pago pelos produtores. Esse valor pago pelos produtores era calculado a partir de uma porcentagem fixa da Margem de Referência, em que esse montante era dado por 0,45% multiplicado por 85% a Receita de Referência (semelhante ao AgriInvest) e seria utilizado unicamente para o pagamento do programa, diferente do AgriInvest, que poderia ser utilizado para investimentos diversos. O montante pago seria remunerado a taxas de juros propostas pela instituição financeira em que o produtor fez o pagamento do programa, e deverá ser mantido na conta do programa até o momento em que o produtor não tiver mais interesse em participar do AgriStability.

A Margem de Referência é calculada a partir das informações fornecidas pelo produtor rural à respectiva agência governamental que administra o programa. Com as informações relacionadas a vendas dos produtos na fazenda (ou unidade rural de produção), assim como os custos associados a essa atividade rural, os agentes calculam margens de comercialização para os últimos cinco anos, e eliminando-se os dois menores resultados, e a partir daí calcula-se uma média com as três observações restantes, resultando na Margem de Referência. O cálculo da Margem Observada é feito pelo respectivo agente administrador, através das informações de mercado e das informações fornecidas pelo produtor rural.

O pagamento do programa ocorrerá, como apresentado anteriormente, quando a Margem Observada for menor que 85% da Margem de Referência. E o montante recebido pelo produtor seria dado pelo mesmo raciocínio observado pelo programa CAIS. São definidas duas classes de pagamentos, de 85%-70% e 70%-0%. Na primeira classe, o governo (estadual ou federal, dependendo do estado) pagará ao produtor 70% da diferença entre margem Observada e Margem de Referência. Caso se enquadre na segunda classe, esse pagamento seria de 80% da diferença. Vale destacar que o pagamento será auxiliado pelo valor pago pelo produtor ao utilizar o programa.

Outra característica interessante desse programa é que ele apresenta limitações de pagamento, diferentemente do programa CAIS. Esse programa limita-se a pagar mais de CA\$ 3.000.000,00 (dólares canadenses) (AAFC, 2010a; 2010c) assim como margens negativas.

iii) AgriRecovery:

O AgriRecovery não fornecia necessariamente pagamentos, mas fornecia auxílio gerencial aos produtores rurais que apresentassem desastres em suas produções. Conforme AAFC (2010d), esse programa permite que:

federal and provincial governments to jointly respond to natural disasters (e.g., disease, weather) with quick, targeted assistance. The purpose of the program is to help affected producers resume business operations and/or take actions to mitigate the impacts of a disaster as quickly as possible. AgriRecovery is a framework that provides a process for governments to quickly determine whether or not further assistance beyond existing programming already in place... [por exemplo, AgriStability, AgriInsurance e AgriInvest] ...is warranted and if so, what form that assistance should take. Where federal and provincial governments agree that assistance is warranted, the form of assistance will be unique to the specific disaster situation (AAFC, 2010d, p. 1).

iv) *AgriInsurance*:

O *AgriInsurance* tinha como principal finalidade fornecer aos produtores rurais o seguro agrícola na modalidade produtividade. Tem atuação em todos os estados canadenses, e com administração estadual, embora o governo federal auxilie no pagamento das indenizações e auxílios aos prêmios. Os mecanismos de funcionamento são os mecanismos tradicionais: o produtor contrata um seguro, pagando um determinado prêmio, e a medida que a sua produtividade observada ao final da safra seja menor que a produtividade coberta pelo seguro, o produtor recebe um montante de indenização. Porém, como o AAFC (2010e) apresenta, a união desses programas permite o surgimento de um mecanismo de gerenciamento do risco de renda, pois quando utilizados em conjunto, a AAFC passa a oferecer novas opções de gerenciamento aos produtores rurais. A seguir serão apresentadas algumas dessas uniões.

v) União dos Programas *AgriInvest*, *AgriStability*, *AgriRecovery* e *AgriInsurance*: Seguro de Renda

Conforme AAFC (2010e) e Turvey (2010), o uso simultâneo dos programas acima apresentados permite o surgimento de uma ferramenta de gerenciamento associada à renda do produtor rural. Essa ferramenta se assemelha em muito ao seguro de renda, tanto que Turvey (2010) o classifica como um.

Quando utilizados em conjunto, o AAFC fornece ao produtor rural dois novos benefícios. O primeiro deles é o Ajuste de Prêmio. Toda vez que o produtor utiliza os programas em conjunto, ele passa a receber descontos nos prêmios pagos ao *AgriInsurance*, em decorrência dos pagamentos feitos pelos outros dois programas, *AgriInvest* e *AgriStability* (lembrando que os pagamentos feitos por esses dois programas são depositados em uma conta, e que posteriormente retornam ao produtor, caso não tenha sofrido quaisquer sinistros).

O segundo desses benefícios é a Cobertura de Margens Negativas. O funcionamento é semelhante ao do CAIS (o pagamento do governo é feito em 60%) e é ofertado ao produtor rural no momento em que ele contrata o *AgriInsurance* e o *AgriStability*. Além desses dois novos benefícios fornecidos pelo uso conjunto dos programas, existem outras razões pelas quais o AAFC incentiva o uso conjunto, tais como: menor variabilidade da Margem de Referência; os pagamentos referentes ao *AgriInsurance* são feitos no mesmo ano-safra; e permitem segurar toda a renda produzida (margem de comercialização) na unidade segurada (independente das culturas associadas).

Mas o maior benefício trazido pelo uso conjunto desses programas é apresentado por Turvey (2010). O autor apresenta que, se utilizado em conjunto, surge um modelo de seguro de renda. Embora o prêmio não seja calculado de forma correta, se levar em conta a sua proposta (o único prêmio realmente pago é aquele referente ao AgriInsurance), o seu funcionamento apresenta diversos benefícios, e se ajusta bem a proposta de seguro de renda, o que leva a produtores rurais canadenses a recorrerem a esse artifício para se protegerem. O que Turvey (2010) ainda apresenta como grande benefício desse mecanismo de seguro são os baixos custos para o produtor rural. Na Figura 6, está representado o mecanismo de pagamento do uso conjunto desses programas.

Figura 6 – Pagamento pelo uso conjunto de AgriInvest, AgriStability, AgriRecovery e AgriInsurance

Fonte: Adaptado de AAFC (2005) e Turvey (2010)

2.3 Seguro de renda: aspectos teóricos

2.3.1 *Design* ótimo do seguro de renda

Baseada nos trabalhos de Borch (1963), Arrow (1963, 1964, 1965), Wilson (1977), Raviv (1979), Hennessy, Babcock e Hayes (1997) e Mahul e Wright (2003) essa subseção apresentará, sob a perspectiva de Pareto, o contrato ótimo de um seguro de renda.

De acordo com Arrow (1965), a presença de mecanismos de transferência de risco faz-se necessário no ambiente econômico e, embora esses mecanismos sejam muitas vezes limitados, instituições surgem para prover essa transferência. Tais instituições têm um papel fundamental e lucrativo na transferência de riscos, já que tal ação permite que determinados agentes econômicos, com maiores habilidades em gerenciamento de risco se sujeitem a controlá-los, em favor de retornos financeiros.

Com isso, surge um mercado de transferência de riscos marcado pela presença dessas instituições na qual está inserido o mercado de seguros. Esse mercado de transferência de risco gera no final do processo, entre outros resultados, o aumento do bem-estar social. Isso ocorre por que quando dois agentes racionais entram em um contrato negociando a transferência dos riscos, pelo menos um desses dois agentes estará em melhor situação do que se não houvesse feito qualquer contrato, gerando um resultado pareto-ótimo. O resultado direto desse contrato é de que a sociedade a qual esses agentes pertençam também estará em situação melhor.

Através dessa perspectiva é que os trabalhos de Borch (1963), Arrow (1963, 1964), Wilson (1977) e Raviv (1979) se inserem. Esses trabalhos, em destaque o último, consideram que a sociedade se depara com incertezas sobre as ações econômicas, e que tais incertezas devem compor a relação de consumo dos agentes nela localizados. Para que o mercado de seguros atinja o Ótimo de Pareto, os agentes deverão negociar o risco, representado pelos contratos ou apólices de seguro, e determinar endogenamente o equilíbrio²⁶. Assim sendo, Hennessy, Babcock e Hayes (1997) e Mahul e Wright (2003) fazem uma adaptação dos trabalhos anteriormente citados para o

²⁶ Autores como Gould (1969) apud Raviv (1979), Mossin (1968) apud Raviv (1979) e Smith (1968) apud Raviv (1979) defendem que a determinação exógena do equilíbrio na transferência de risco não impede que seja alcançado o Ótimo de Pareto. A negociação dessa transferência tem como características a determinação exógena dos termos associados a negociação (como prêmios), assim como é imposto ao vendedor do risco, ou o comprador do seguro. No entanto, Borch (1962) e Arrow (1964, 1973) demonstram que se a determinação do equilíbrio for feita exogenamente, o equilíbrio atingido não será Ótimo de Pareto. Para que atinja esse equilíbrio ótimo, a negociação dos agentes deverá ocorrer levando se em consideração a determinação dos preços, e não haver imposição aos agentes envolvidos na negociação.

caso de um seguro de renda. Assim sendo, a seguir, serão apresentadas as estruturas teóricas associadas a determinação de um contrato ótimo de seguro de renda sob perspectiva de Pareto, principalmente as relacionadas às condições necessárias para que esse equilíbrio ocorra.

O modelo algébrico adotado aqui foi elaborado inicialmente por Raviv (1979) e em seguida modificado para o contexto do seguro de renda por Mahul e Wright (2003). A seguir, serão apresentados os pressupostos relacionados ao modelo, assim como os resultados teóricos obtidos a partir do mesmo. O modelo apresenta algumas modificações com relação a aquele apresentado por Mahul e Wright (2003), principalmente com relação aos custos operacionais do seguro e com a perspectiva do agente segurado.

Dessa forma, o modelo é composto por dois agentes: o produtor rural (ou segurado) e o fornecedor do seguro (seguradora, ou mesmo iniciativa pública). Com relação ao segurado, pressupõe-se que as suas preferências são descritas por uma função utilidade de von Neumann – Morgenstern $u(\cdot)$ monotônica crescente e estritamente côncava²⁷. Associada a essa função utilidade, está a função receita do produtor. Pressupõe que essa função receita $R(\cdot)$ será determinada por $2n$ variáveis aleatórias, em que n são os bens produzidos pelo produtor (dessa forma, a receita é composta por n quantidades produzidas e os respectivos n preços).

Chamando de $\mathbf{x} = (\mathbf{p}' \quad \mathbf{q}')'$ o vetor de variáveis aleatórias, em que $\mathbf{p} = (\mathbf{p}_1 \quad \mathbf{p}_2 \quad \dots \quad \mathbf{p}_n)'$ e $\mathbf{q} = (\mathbf{q}_1 \quad \mathbf{q}_2 \quad \dots \quad \mathbf{q}_n)'$ são respectivamente os vetores de preços e quantidades dos n bem produzidos pelo produtor rural, e tem como função cumulativa conjunta definida por $F(\mathbf{x}): \mathbb{R}^{2n} \rightarrow \mathbb{R}$. Nesse contexto, a função Receita estocástica do produtor rural será dada por $R(\mathbf{x})$, assim como sua receita observada será dada por $R(\mathbf{x}^*)$ em que $\mathbf{x}^*$ representa o vetor de variáveis realizadas.

Baseada nessas informações pressupõe-se, portanto, que se o produtor está interessado em se proteger de variações indesejadas em sua receita, o mesmo irá optar por um seguro de renda, e não um portfólio de proteção (por exemplo, uma combinação de seguros baseados em produtividade e mecanismos de mercados de derivativos). Ao contratar um seguro de renda, esse produtor rural estará protegido de eventuais variações em sua renda em decorrência do pagamento de uma indenização. Essa indenização é representada por $I(\mathbf{z})$, denominada Função Indenização, em que $\mathbf{z} = (\bar{\mathbf{p}}' \quad \bar{\mathbf{q}}')'$. Essa estrutura, como será demonstrada posteriormente, permite que a indenização seja paga de acordo com observações individuais dos produtores

²⁷ A Função Utilidade tem ainda $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) < 0$.

(nesse caso $\mathbf{x} = \mathbf{z}$), assim como de forma agregada (essa situação, caracterizada por $\mathbf{x} \neq \mathbf{z}$, pode ser observada quando a seguradora não tem todas as informações disponíveis, e utilizam informações agregadas, como índices regionais de produtividade ou índices de preços).

Com relação à Função Indenização, conforme Raviv (1979) evidencia, a mesma deverá respeitar o seguinte intervalo:

$$0 \leq I(\mathbf{z}) \leq R(\mathbf{x}^*) - R(\mathbf{x}) \quad (3)$$

A imposição dessa restrição impede que o produtor rural, ou qualquer outro segurado, utilize o seguro como um mecanismo de jogo. Necessariamente, a indenização paga deverá ser maior que zero, e ainda menor que a perda observada ao final do contrato (que nesse caso é representada pela diferença entre o valor realizado e o valor estocástico).

Feitas essas considerações, e denominando ainda $\mathbf{P}$ como sendo o prêmio do seguro, pode-se afirmar que a Função Utilidade Esperada desse produtor rural, caso contrate o seguro²⁸, será dada por:

$$U = E\{u[R(\mathbf{x}) - P + I(\mathbf{z})]\} \quad (4)$$

Uma vez definidos os pressupostos associados ao produtor rural, a seguir serão apresentados os pertencentes à seguradora. A inclusão da seguradora no modelo é extremamente importante para a determinação do contrato ótimo.

Do ponto de vista da seguradora, suas preferências são descritas por uma função utilidade de von Neumann – Morgenstern dada por $v(\cdot)$.²⁹ Essa função utilidade será determinada por alguns elementos, entre eles a indenização $I(\mathbf{z})$ a ser paga, assim como o prêmio a ser recebido. No entanto dois outros elementos deverão ser levados em conta. O primeiro desses elementos é a Riqueza Inicial da seguradora denominada W^0 . O segundo elemento é o custo operacional do seguro $c[I(\mathbf{z})]$.³⁰ Esse custo, de forma simplificada, é representado por:

²⁸ Vale destacar que esse produtor rural somente irá contratar o seguro se $E\{u[R(\mathbf{x}) - P + I(\mathbf{z})]\} \geq E\{u[R(\mathbf{x})]\}$.

²⁹ Com $v'(\cdot) > 0$ e $v''(\cdot) \leq 0$. As imposições dessas condições fazem com que a seguradora seja versá ao risco, mas não estritamente aversa, em que um caso especial dessa pressuposição é aquele em que $v''(\cdot) = 0$. Nesse caso particular, a seguradora é risco-neutra. Vale destacar que Mahul e Wright (2003), tratam unicamente esse último caso (risco-neutralidade da seguradora).

³⁰ A incorporação dos custos operacionais no modelo de determinação do contrato ótimo foi proposta por Arrow (1973) e adaptada por Raviv (1979). Esse componente, com determinação endógena ao modelo, foi proposta de forma distinta por Mahul e Wright (2003), e aqui nesse trabalho será tratada como foi inicialmente abordada por Arrow (1973).

$$c[I(\mathbf{z})] = l.I(\mathbf{z}) \quad (5)$$

Feitas essas considerações, pode-se afirmar que a função utilidade esperada da seguradora será dada por:

$$V = E\{v[W^0 - I(\mathbf{z}) - c[I(\mathbf{z})] + P]\} \quad (6)$$

Conhecidas as utilidades esperadas de ambos agentes, assim como os pressupostos feitos, é possível obter o contrato Pareto-Ótimo do seguro de renda através da função Indenização $I^*(\cdot)$ e o prêmio P^* que maximizem a utilidade esperada do produtor, levando-se em consideração a utilidade da seguradora, esses dois elementos compondo um vetor ótimo $[I^*(\cdot), P^*]$. Nesse caso, o problema associado ao contexto de Pareto será dado por:

$$\max_{P, I(\mathbf{z})} U = E\{u[R(\mathbf{x}) + I(\mathbf{z}) - P]\} \quad (7)$$

Restrito às seguintes funções:

$$0 \leq I(\mathbf{z}) \leq R(\mathbf{x}^*) - R(\mathbf{x}) \quad (8)$$

$$\bar{V}^0 = E\{v[W^0 - I(\mathbf{z}) - c[I(\mathbf{z})] + P]\} \quad (9)$$

Vale destacar que a restrição (9) será obrigatoriamente $\bar{V}^0 \geq v[W^0]$, para que a seguradora ofereça seguro. Esse problema foi semelhantemente tratado por Mahul e Wright (2003), no entanto, esses autores deixaram de considerar a determinação endógena do prêmio, assim como a presença da seguradora, através da função $E[v(\cdot)]$.³¹

Para chegar ao resultado geral do problema, serão consideradas duas situações. A primeira delas será quando as informações obtidas pela seguradora são as mesmas que aquelas observadas pelos produtores, e que isso implica $\mathbf{x} = \mathbf{z}$. A segunda situação é aquela em que a seguradora observa as informações de forma agregada, o que conseqüentemente implica $\mathbf{x} \neq \mathbf{z}$, ou seja, o modelo elaborado trata da assimetria de informações.

31 Mahul e Wright (2003) fizeram com que o prêmio fosse determinado por $P = c\{E[I(\mathbf{z})]\}$.

2.3.1.1 Contrato ótimo baseado em índices individuais

Como diversos problemas econômicos baseados em otimização, observa-se que existem diversas ferramentas utilizadas para solucionar um mesmo problema. O problema acima apresentado é um desses casos. Conforme pode ser observado em Raviv (1979), o autor optou por solucionar a otimização através da Teoria do Controle Ótimo³². Enquanto isso, Mahul e Wright (2003) resolveram o problema por meio de Condições de Kuhn-Tucker. Tendo em vista a complexidade dos métodos e os resultados obtidos em ambos os casos, optou-se pelo método de Kuhn-Tucker, o que garante os mesmos resultados se o problema for tratado de forma abstrata (a solução por meio da Teoria do Controle Ótimo permite chegar a soluções mais elaboradas, que no caso, não é foco desse artigo).

Dessa forma, dado o problema anteriormente proposto pelas equações (7), (8) e (9) tem como solução ótima para a indenização³³:

$$I^*(x) = \max[R(x^*) - R(x), 0] \quad (10)$$

Os resultados obtidos nessa otimização permitem algumas inferências. Na primeira delas, observa-se que as condições de ótimo (e conseqüentemente de Pareto) para o problema associado à índices individuais dependem entre outras coisas do custo marginal de carregamento, ou seja, $1 + c'[I(x)]$. Esse custo, evidenciado por Raviv (1979) deve ser incorporado ao modelo dada sua importância teórica para a seguradora.

Outro resultado interessante, originado diretamente das condições de primeira ordem do problema, é o papel dos multiplicadores associados ao problema, evidentemente que, sendo interpretada como “preço sombra”³⁴, as derivadas $\left. \frac{\partial L}{\partial \lambda_i} \right|_{i=1,2,3}$ mostram os preços sombra relacionados ao problema. Uma elevação do nível de utilidade da seguradora, por exemplo, terá como conseqüência direta sobre o bem-estar do produtor em $\frac{\partial L}{\partial \lambda_3}$, assim como a conseqüente elevação da restrição imposta a $I(x)$.

³² Para maiores informações, consultar Kirk (2004).

³³ A solução pode ser observada no ANEXO 1.

³⁴ Preço sombra é um montante que representa o impacto sob a função objetivo da modificação marginal das restrições atuantes.

2.3.1.2 Contrato ótimo baseado em índices agregados

Notar que nem sempre é esse o problema associado a seguros agrícolas. As seguradoras deparam-se com diferentes informações sobre índices de produtividade e de preço. Embora diferentes programas governamentais ou produtos busquem contornar esse problema, pressupõe-se aqui que os preços dados aos produtores serão diferentes daqueles observados pelas seguradoras. Um exemplo para esse problema é o de que os preços observados pelas seguradoras possam ser obtidos de forma agregada ou através de algum índice.

Em todo caso, o que a seguradora irá observar é um estimador imperfeito dos preços e quantidades individuais. Para esse problema, pressupõe-se que o vetor $\mathbf{x} = (\mathbf{p}' \quad \mathbf{q}')'$ observado pelos produtores serão compostos por vetores de índices $\mathbf{z} = (\bar{\mathbf{p}}' \quad \bar{\mathbf{q}}')'$, de forma que:

$$\mathbf{x} = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{z} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (11)$$

Em que $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1 \quad \alpha_2 \quad \cdots \quad \alpha_n)'$ representa o vetor de parâmetros associados aos preços, e $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \cdots \quad \gamma_n)'$ o vetor correspondente ao processo gerador associado às quantidades; $\boldsymbol{\varepsilon}^p = (\varepsilon_1^p \quad \varepsilon_2^p \quad \cdots \quad \varepsilon_n^p)'$ e $\boldsymbol{\varepsilon}^q = (\varepsilon_1^q \quad \varepsilon_2^q \quad \cdots \quad \varepsilon_n^q)'$ compõem o vetor $\boldsymbol{\varepsilon}$ de erros aleatórios independentes e identicamente distribuídos (IID).

Notar que nesse caso, a função cumulativa conjunta dependerá dos termos de erro $\boldsymbol{\varepsilon}$ e é definida por $F(\boldsymbol{\varepsilon})|\mathbb{R}^{2n}: \mathbb{R}$. Assim sendo, a determinação da utilidade esperada não será mais dada em função dos índices de preços ou de produtividade, mas sim às relações observadas entre os mesmo obtidos através dos efeitos aleatórios dos erros IID.

Retomando o problema, o que se observa é que os argumentos os quais a função objetivo deverá ser maximizada serão outros. Por isso, o problema apresentado nas equações (7), (8) e (9) podem ser representados através de uma função de Lagrange como sendo:

$$\begin{aligned} \max_{P, I(\cdot)} L = & E\{u[R(\mathbf{x}) + I(\mathbf{z}) - P]\} - \lambda_1 I(\mathbf{z}) - \lambda_2 [R(\mathbf{z}) - R(\mathbf{x}) - I(\mathbf{z})] \\ & - \lambda_3 \{\bar{V}^0 - E\{v[W^0 - I(\mathbf{z}) - c[I(\mathbf{z})] + P]\}\} \end{aligned} \quad (12)$$

Como é possível observar, o problema se altera de forma bem particular. A imposição de diferentes índices a diferentes agentes permite que no máximo a indenização seja dada pela diferença entre a receita observada baseada em índices agregados (obtida pela seguradora) e a

receita obtida pelo produtor rural. O segundo ponto que se destaca refere-se ao comportamento das utilidades esperadas. Essas utilidades esperadas são condicionadas às observações associadas a z .

A obtenção das condições necessárias para o ótimo são apresentadas no ANEXO B. Nota-se, no entanto, que nenhuma solução algébrica para esse problema pode ser obtida para a obtenção do contrato ótimo $[I^*(\cdot), P^*]$ em decorrência da generalização da função utilidade apresentada. Uma solução para esse problema, e que foi utilizada por Mahul e Wright (2003), é sugerir uma forma funcional para as funções utilidade $u(\cdot)$ e $v(\cdot)$. Dessa forma é possível obter resultados para o contrato ótimo, o que nesse artigo não é o interesse, cabendo a outros trabalhos.

2.3.2 Comparação entre modelos de hedge de mínima variância utilizando combinações de ferramentas e seguro de renda

Essa seção do artigo tem como objetivo fornecer a estrutura teórica para a obtenção do hedge ótimo, em termos de mínima variância, para as situações em que o produtor opta por garantir sua riqueza através de combinações de ferramentas de seguro de produtividade e proteção de preços via mercados futuros e a situação em que o produtor opta por um seguro de renda. Inicialmente, esse tema já foi tratado por Coble, Heifner e Zuniga (2000), no entanto algumas significativas mudanças no modelo deverão ser incorporadas para garantir resultados mais plausíveis em termos da realidade presente no ambiente econômico. Será discutida na próxima subseção a primeira situação.

2.3.2.1 Hedge ótimo através de combinações de ferramentas

Sendo o produtor avesso ao risco, o mesmo busca reduzir as variações não esperadas em sua renda/riqueza. Com isso, opta por se proteger através de ferramentas como seguro de produtividade e mercados futuros. No entanto, diferentemente do trabalho de Coble, Heifner e Zuniga (2000), em que os autores desconsideram a presença de custos atrelados a comercialização no mercado futuro (ou quaisquer mercados de derivativos)³⁵, o seguinte modelo

³⁵ Embora a estrutura do modelo seja em termos teóricos compatível pela perspectiva de Benninga, Eldor e Zilcha (1983), Lence (1996) argumenta que a ausência de custos relacionados ao mercado de derivativos impede a correta obtenção de um hedge ótimo de mínima variância.

levará em conta esses custos, tendo em vista a sua importância para os resultados obtidos e as posteriores comparações com os modelos baseados em seguro de renda.

Esse modelo é estruturado sob a perspectiva da maximização da utilidade esperada do produtor rural. Como foi dito, pressupõe-se que o produtor é avesso ao risco e irá maximizar sua utilidade esperada de acordo com sua função utilidade de von Neumann – Morgenstern dada por $u(\cdot)$,³⁶ que apresenta como argumento a riqueza no final da safra. A fim de simplificação, pressupõe-se que a base é nula, ou seja, não existem diferenças entre os preços futuros e os preços físicos. Como consequência disso, para a determinação da renda do produtor, somente duas variáveis, preço p e produtividade y , serão estocásticas, com função cumulativa conjunta dada por $F(p, y)$ definida em todo o domínio $D_p = [p^-; p^+]$ e $D_y = [y^-; y^+]$ respectivamente dos preços e das produtividades.

Com relação ao seguro contratado, o seu funcionamento básico é garantir proteção à produtividade do produtor, ou seja, proteger de eventuais quedas não esperadas que surgirem em sua produtividade y . O funcionamento desse seguro é simples. Uma vez definida uma produtividade garantida $y_g \in D_y$, a qual o produtor estará protegido, então:

- Se $y < y_g$, o produtor irá garantir pelo menos y_g .³⁷
- Caso contrário, o produtor irá receber y .

Além disso, o seguro de produtividade irá garantir o pagamento da indenização fixando um preço garantido p_g para o final da safra caso seja observada algum sinistro.

Do ponto de vista do mercado futuro, o que se observa são dois preços, o preço no início do contrato, dado por p_0 , e o preço ao final do contrato, definido como sendo p_n , em que n representa o fim do contrato, após n ajustes ao fim do contrato.

Sendo assim, a riqueza contingente do produtor rural será dada por:

- $W_l = W_0 + A \left[p_n y - C - R(y_g) + h(p_0 - p_n) + p_g (y_g - y) \right] - H(A, h; p_0 - p_n)$ se $y < y_g$
- Caso contrário, $W_h = W_0 + A [p_n y - C - R(y_g) + h(p_0 - p_n)] - H(A, h; p_0 - p_n)$

Em que W_l e W_h são respectivamente a riqueza do produtor em caso de sinistro e a riqueza em condições “normais”. Além disso, W_0 é a riqueza inicial; A é a área total da cultura; C são os custos do plantio por área; $R(y_g)$ representa o prêmio pago pelo produtor por área

³⁶ Com $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) < 0$, ou seja, estritamente monotônica crescente e estritamente côncava.

³⁷ Caso ocorra o sinistro, o produtor irá receber y_g , já que a indenização paga será dada sob a diferença entre y_g e y .

segurada, em que $R'(y_g) > 0$; h representa o montante protegido no mercado futuro, ou seja, o hedge; e por fim $H(A, h; p_0 - p_n)$ representa a função custo resultante da contratação do seguro e da participação no mercado de derivativos, excluindo-se o prêmio, já discriminado na equação.

A função $H(A, h; p_0 - p_n)$ descreve, de forma genérica, os custos operacionais de um contrato futuro em quaisquer bolsas de mercadorias, como por exemplo a BMF, os custos relacionados a eventuais empréstimos feitos pelo produtor na ocasião de pagar os ajustes diários, assim como os custos adjacentes a negociação do contrato por parte do produtor, como remuneração da corretora de ativos. Esses custos podem surgir nessa função das mais variadas formas, incluindo aditiva, no entanto, para evitar nesse ponto eventuais complicações, opta-se por uma forma genérica $H(\cdot)$, com $H_h(\cdot) > 0$ e $H_{hh}(\cdot) \leq 0$, ou seja, estritamente monotônica crescente em relação ao montante protegido, porém, côncava em relação a essa proteção. Isso implica afirmar que o aumento do montante protegido eleva os custos, porém a taxas cada vez menores.

Uma vez definidas as riquezas contingentes desse produtor, o que se procura nesse modelo é dois componentes ótimos, ou seja, o montante protegido pelo mercado de derivativos h^* , assim como o montante ótimo protegido pelo produtor y_g^* . Para a solução desse problema, o que se faz é maximizar a utilidade esperada do produtor de forma a garantir esses valores ótimos. Então o problema baseia-se em:

$$\begin{aligned}
 \max_{h; y_g} E[U(W_l; W_h)] \\
 &= \max_{h; y_g} E\{U[W_0 \\
 &\quad + A[p_n y - C - R(y_g) + h(p_0 - p_n) + p_g(y_g - y)] \\
 &\quad - H(A, h; p_0 - p_n); W_0 + A[p_n y - C - R(y_g) + h(p_0 - p_n)] \\
 &\quad - H(A, h; p_0 - p_n)]\} \quad (13)
 \end{aligned}$$

As condições necessárias para a otimização estão apresentadas no ANEXO C. No entanto, não é possível determinar nesse momento uma estrutura funcional ótima tanto para y_g^* como para h^* . Para atingir esse objetivo, é preciso fazer algumas pressuposições sobre a forma

funcional da função utilidade, assim como da função custo associada ao problema. Porém, o mais interessante é observar nesse momento um resultado distinto daquele observado por Coble, Heifner e Zuniga (2000). A diferença está relacionada à complementaridade ou substituíbilidade entre o hedge e o montante segurado. Os autores chegaram a conclusão de que, invariavelmente, o seguro e o montante de hedge feito em mercados futuros são complementares, o que em um ambiente um pouco mais complexo pode não ser observado. Embora os autores afirmem encontrar algumas evidências na literatura, esses trabalhos desconsideram a presença dos custos associados ao mercado futuro.

No problema apresentado acima, o que se observa é que $\frac{\delta^2 E[U(W_L; W_h)]}{\delta y_g \delta h} \geq 0$ (consultar ANEXO C), impedindo quaisquer afirmações com relação a complementaridade entre hedge e seguro. Nota-se que diferentemente do problema apresentado por Coble, Heifner e Zuniga (2000), os efeitos marginais resultante da diferença entre os ganhos no mercado futuro, ou seja, $(p_0 - p_n) - H'(A, h; p_0 - p_n)$, são determinantes para a $\frac{\delta^2 E[U(W_L; W_h)]}{\delta y_g \delta h}$. Caso os custos marginais, $H'(A, h; p_0 - p_n)$, sejam significativos para o produtor, pode ser que o seguro e o mercado futuro sejam substitutos. Isso explicaria por que, muitas vezes os produtores optam por segurar suas atividades, porém, não atuando sob o mercado futuro para proteger por completo sua riqueza (ANDRADE, 2004; LENCE, 1996).

Tendo isso em vista, a seguir será discutido o modelo associado ao seguro de renda. Esse modelo busca, entre outras coisas, simplificar o processo de proteção do produtor rural, através da incorporação dos custos associados à proteção de preços ao prêmio do seguro.

2.3.2.2 Hedge ótimo através de seguro de renda

O hedge ótimo atrelado ao seguro de renda é obtido nesse caso através da maximização da utilidade esperada do produtor, quando o mesmo opta pela contratação do seguro, por meio das variáveis de interesse, ou seja, o preço garantido e a quantidade garantida. Mas como forma de simplificação, o que se faz nesse problema é assumir que o produtor rural poderá gerenciar seu risco somente por meio do seguro de renda através da produtividade garantida. Como pode ser observada nos programas apresentados nas seções acima, grande parte dos programas (para não mencionar a totalidade) deixam a cargo do produtor somente a determinação da produção garantida.

Assim sendo, a riqueza contingente nesse problema agora assume o seguinte formato:

- $W_l = W_0 + A[p_g y_g - C - P(p_g y_g)]$ se $p_n y < p_g y_g$
- Caso contrário, $W_h = W_0 + A[p_n y - C - P(p_g y_g)]$

O que essa estrutura impõe é que, caso a renda observada do produtor ao final da safra seja menor que a receita garantida, o produtor estará pelo menos atingindo um nível de riqueza já garantido pelo contrato de seguro. Esse nível W_l será determinado por entre outras coisas pela receita bruta garantida $p_g y_g$, custos de produção C e pelo pagamento do prêmio $P(p_g y_g)$.³⁸ Vale destacar que nesse modelo, diferentemente do apresentado na subseção acima, não exige que seja inserido quaisquer custos relacionados a transação ou operacionalização do contrato, pois esses custos já estão embutidos no pagamento do prêmio. Agora, caso a receita bruta do produtor atinja um nível superior à aquele proposto pela receita garantida, a riqueza total será dada por W_h .

Sabendo-se disso, o problema central é dado por:

$$\begin{aligned} \max_{y_g} E[U(W_l; W_h)] \\ = \max_{y_g} E \left\{ U \left[W_0 + A[p_g y_g - C - P(p_g y_g)]; W_0 \right. \right. \\ \left. \left. + A[p_n y - C - P(p_g y_g)] \right] \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

Observando um pouco mais atentamente o problema, pode-se afirmar que há uma redução significativa de parâmetros envolvidos no problema, assim como uma menor complexidade. A incorporação de custos de operacionalização por $P(p_g y_g)$ pode vir a facilitar a tomada de decisão do produtor rural na contratação do seguro. No entanto, nesse modelo, o benefício não é incorporado, para evitar quaisquer complicações.

Assim sendo, no ANEXO D – está apresentada a condição de primeira ordem para o problema. Através dessa condição é possível observar que os custos marginais determinados pelo prêmio são extremamente relevantes para a determinação do contrato ótimo do ponto de vista de proteção – hedge. Evidentemente, para a determinação algébrica da solução, é preciso definir uma forma funcional tanto para a função utilidade como para a função prêmio, essa devendo ser justa do ponto de vista atuarial.

³⁸ Com $P_i(p_g y_g) > 0$, $P_{ii}(p_g y_g) < 0$ e $P_{ii}(p_g y_g)P_{jj}(p_g y_g) - P_{ij}^2(p_g y_g) > 0$, para i igual a p_g ou y_g , assim como para j igual a p_g ou y_g .

2.4 Conclusões

Esse artigo teve como objetivo fornecer argumentos para posteriores discussões no que se refere ao seguro de renda. Inicialmente, foram mostradas a importância do seguro no desenvolvimento econômico, em especial, da agricultura.

Na segunda seção do artigo, buscou-se apresentar os programas referentes a esse modelo de seguro nos Estados Unidos e no Canadá. Não existem na literatura quaisquer trabalhos que forneçam esse tipo de agrupamento no que se refere a programas de seguro de renda. Isso permite uma análise importante sobre os programas, destacando a maneira com que foram estruturados em outros países, e como esse tipo de seguro deve ser orientado caso se desenvolva no Brasil. A extensão das informações contidas nesse trabalho poderão ser utilizadas por *policy makers*, seguradoras, ou quaisquer agentes econômicos que se interessem em fornecer contratos de seguro agrícola de renda.

Já na terceira e quarta seção, buscou-se contribuir para a discussão teórica sobre o seguro de renda, ainda deficitária na literatura acadêmica. A terceira seção tratou da obtenção das condições necessárias para atingir o contrato ótimo de seguro de renda do ponto de vista de Pareto. O presente artigo tratou o problema inserindo a perspectiva da seguradora (sendo privada ou pública). Através dos resultados obtidos, é possível concluir que, embora atinja os mesmos resultados pontuais dos apresentados por Mahul e Wright (2003) com relação ao contrato ótimo, a inclusão de custos referentes à operacionalização do seguro pela seguradora evidentemente afeta a análise estático-comparativa do problema associado a esse ótimo. Como em quaisquer mercados, os agentes envolvidos devem ser levados em conta. Os autores anteriormente citados consideram, por exemplo, os custos associados ao problema como determinantes unicamente do prêmio, e esse sendo determinado exogenamente e fixo. O artigo buscou relaxar essas duas pressuposições. No entanto, mesmo esse artigo se destacando por acrescentar ao modelo de determinação de contrato ótimo o comportamento do agente “segurador”, para posteriores trabalhos, deverá ser considerado a presença de risco moral, ainda não estudados devidamente no contexto do seguro de renda.

Na quinta seção, discutiu-se a proteção obtida pelo produtor rural quando utiliza uma combinação entre seguro de produtividade e ferramentas de mercados futuros agrícolas, em comparação com a proteção obtida através do seguro de renda. Embora os resultados exijam simulações no que se refere à comparação entre a eficiência de proteção, conforme Coble,

Heifner e Zuniga (2000) apresentam, o objetivo desse trabalho foi demonstrar, teoricamente, a inclusão de custos associados a operacionalização no mercado de derivativos futuros. O resultado mostrado garante concluir que nem sempre é possível afirmar que o seguro é um “bem complementar” às ferramentas de mercado futuro. Com o resultado obtido, em que a pertinência dos custos marginais relacionados à operacionalização deve ser levada em conta, eventualmente os “bens” seguro e mercados futuros podem sim ser substitutos. Isso pode sugerir uma explicação para o grande uso de seguros, e em contrapartida, a baixa adoção de ferramentas de mercados futuros, no que se refere ao número de pessoas que utilizam esse tipo de ferramenta, não somente no Brasil. Os custos associados ao mercado de derivativos podem pesar para a sua complementaridade com o seguro. De forma geral, grandes produtores, com maior capacidade de gerenciamento de riscos, são muitas vezes capazes de gerenciar melhor os custos atrelados ao mercado de derivativos e dessa forma, a relação de substitutibilidade com os contratos de seguro desaparecem e passam a ser complementares. No entanto, pequenos produtores, e que são a maioria, não apresentam essa capacidade, sendo mais interessante para eles a utilização de ferramentas como os seguros.

Já no modelo em que o seguro de renda vem buscar proteger o produtor rural, observa-se que não haverão custos relacionados à manutenção dos preços, somente os prêmios. Em termos práticos, isso contribui para melhorar a capacidade do produtor rural de se proteger, quando comparado ao caso anterior. No entanto, para eventuais pesquisas futuras, simulações que quantifiquem o benefício real trazido pelo uso de ferramentas do tipo seguro de renda em comparação com as combinações de outros mecanismos de proteção ao produtor deverão ser utilizadas.

O trabalho tomou de forma geral o seguro de renda como uma opção adicional para a proteção dos produtores de forma a garantir por meio dessa estabilidade, uma forma segura para o desenvolvimento da agricultura, principalmente para os médios e pequenos produtores. Com um menor número de variáveis, e uma forma mais compreensível de apresentação, o seguro de renda pode ser uma opção de proteção para os produtores rurais brasileiros.

Porém, alguns pontos devem ser salientados, em especial como esse modelo de seguro se insere no ambiente econômico. Políticas econômicas que buscam um caminho para o crescimento sustentável da agricultura são as mais diversas. Eventualmente, uma política de manutenção de renda, baseada no seguro de renda poderia ser utilizada. Como se observou no trabalho, Estados

Unidos e Canadá utilizaram muito bem essa ferramenta. Porém, no Brasil, existe um elemento que deve ser considerado, e muito bem analisado, que se trata do ambiente institucional que se insere os produtores rurais e as seguradoras. Do ponto de vista do produtor, um seguro desse tipo pode vir a não ser interessante, seja pelo seu formato ou pelos prêmios, exigindo uma melhor análise desses elementos. Do ponto de vista da seguradora, a elaboração de uma apólice desse tipo de seguro, e que minimize o problema de risco moral, é extremamente difícil, e a elaboração de taxas de prêmio competitivas poderiam ser outro dos problemas. Tendo isso em vista, tem-se por fim, que a adequada análise do ambiente agrícola brasileiro deverá ser feita no que se refere a implantação de novas ferramentas de gerenciamento de risco, para que o fomento desse tipo de seguro no país não seja “um tiro n’água”.

Referências

AGRICULTURE AND AGRI-FOOD CANADA - AAFC. **The Business Risk Management Suite**. 2010a. Disponível em: <<http://www4.agr.gc.ca/AAFC-AAC/display-afficher.do?id=1200408916804&lang=eng>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

_____. **Audit Report - Canadian Agricultural Income Stabilization Program**. 2010b. Disponível em: <<http://www4.agr.gc.ca/AAFC-AAC/display-afficher.do?id=1234816387758&lang=eng>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

_____. **AgriStability Program Handbook**. 2010c. Disponível em: <http://www4.agr.gc.ca/resources/prod/doc/pol/grow-croiss/brm-gre/agrista/pdf/2008/as_2008hb_2_eng.pdf>. Acesso em: 12 jul. 2011.

_____. **AgriRecovery**. 2010d. Disponível em: <<http://www4.agr.gc.ca/AAFC-AAC/display-afficher.do?id=1200689505769&lang=eng>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

_____. **AgriInsurance**. 2010e. Disponível em: <<http://www4.agr.gc.ca/AAFC-AAC/display-afficher.do?id=1200923862911&lang=eng>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

ANDRADE, E.A.P. **Mercados futuros**: custos de transação associados à tributação, margem, ajustes e estrutura financeira. 2004. 132 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

ARROW, K.J. **Information and economic behavior**. Cambridge: Harvard University, 1973. 34 p. (Technical Report).

_____. The Role of securities in the optimal allocation of risk-bearing. **The American Economic Review**, Stockholm, v. 31, n. 2, p. 91-96, Apr. 1964.

_____. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The Review of Economic Studies**, Pittsburgh, v. 53, n. 5, p. 941-973, Dec. 1963.

_____. **Aspects of the theory of risk bearing**. Helsinki: Yrjö Jahnsson Säätiö, 1965. 61 p.

ATWOOD, J.A.; BAQUET, A.E.; WATTS, M.J. **Income Protection**. Washington: USDA/ERS, 1996. 33 p. (Technical Report, 43-3/AEK-5-8).

BENNINGA, S.; ELDOR, R.; ZILCHA, I. Optimal hedging in the futures market under price uncertainty. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 13, n. 2-3, p. 141-145, Feb./Mar. 1983.

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.; GALLEGU, J. **Agricultural risk management in Europe**. 2007. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/9252/1/Bielzaetal07_AgRiskMgtEurope_EAAEBerlin_web.pdf>. Acesso em: 10 fev. 2011.

BORCH, K. A note on utility and attitudes to risk. **Management Science**, Hanover, v. 9, n. 4, p. 697-700, Jul. 1963.

BORCH, K. The safety loading of reinsurance premiums. **Skandinavisk Aktuarietidskrift**, Copenhagen, v. 43, p. 163-184, 1960.

BOUZAHER, A.; GASSMAN, P.; HOLTKAMP, D.; ARCHER, D.; CARRQUIRY, A.; SHOGREN, J. F.; REESE, R.; LAKSHMINARAYAN, P. G.; FURTAN, W. H.; IZAURRALDE, R. C.; KINIRY, J. **Agricultural policies and soil degradation in Western Canada: an agro-ecological economic assessment**. 1993. 50 p. (Staff Report 93-SR 65).

CALKINS, P.; ROMAIN, R.; MAÏGA, A.; LAMBERT, E.R. Comparaisons de divers types de programmes de stabilisation des revenus agricoles du Québec. **Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie**, Quebec, v. 45, n. 1, p. 51-68. Mar. 1997.

CAMPICHE, J.; HARRIS W. Lessons learned in the southern region after the first year of implementation of the new commodity programs. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Minneapolis, v. 42, n. 3, p. 491-499, Aug. 2010.

CANADÁ. **Glossary of agricultural programs, acts and terms**. Disponível em: <http://www2.parl.gc.ca/content/LOP/ResearchPublications/prb0617_gloss-e.htm>. Acesso em: 5 abr. 2011.

COBLE, K.H.; HEIFNER, R.G.; ZUNIGA, M. Implications of crop yield and revenue insurance for producer hedging. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Bozeman, v. 25, n. 2, p. 432-452, Dec. 2000.

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).

DISMUKES, R. **Crop insurance in the United States**. Disponível em: <http://aplicaciones.mapya.es/documentos_pwe/confe/dismukes_ing.pdf>. Acesso em: 14 fev. 2011.

EUROPEAN COMMISSION - EC. **Risk management tools for EU agriculture with special focus in insurance**. 2001. 84 p. Disponível em: <http://ec.europa.eu/agriculture/publi/insurance/text_en.pdf>. Acesso em: 12 fev. 2011.

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

FARM SERVICE AGENCY - FSA. **History of USDA's Farm Service Agency**. 2010. Disponível em: <<http://www.apfo.usda.gov/FSA/webapp?area=about&subject=landing&topic=ham-ah>>. Acesso em: 12 jul. 2011.

GARDNER, B. **Distortions to agricultural incentives in the United States and Canada**. Agricultural Distortions Working Paper, v. 62, Sep. 2008. 94 p.

_____. Crop insurance in U.S. farm policy. In: HUERTH, D.L.; FURTAN, W.H. **Economics of agricultural crop insurance: theory and evidence**. Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 1994. 6 cap., p. 230-256.

_____. **North American agricultural policies and effects on western hemisphere markets since 1995, with a focus on grains and oilseeds**. 2002. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/28602/1/wp02-12.pdf>>. Acesso em: 13 fev. 2011.

GARRIDO, A.; BIELZA, M. **Review of historic, current and development private, public and private-public risk management instruments**. Wageningen: Income Stabilization in European Agriculture, 2010. 34 p.

GOODWIN, B.K.; SMITH, V.H. **The economics of crop insurance and disaster aid**. Washington: American Enterprise Institute, 1995, 153 p.

HAZELL, P.; POMAREDA, C.; VALDÉS, A. **Crop Insurance for Agricultural Development: Issues and Experience**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1986. 324 p.

HENNESSY, D.A.; BABCOCK, B.A.; HAYES, D.J. Budgetary and producer welfare effects of revenue insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 79, n. 3, p. 1024-1034, Aug. 1997.

IOWA STATE UNIVERSITY - ISU. **Proven yields and insurance units for crop insurance**. 2010. Disponível em: <<http://www.extension.iastate.edu/agdm/crops/pdf/a1-55.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2011.

_____. **Crop revenue insurance.** 2011a. Disponível em: <http://www2.econ.iastate.edu/research/webpapers/paper_10259.pdf>. Acesso em: 6 abr. 2011.

_____. **Group Risk Plan (GRP) and Group Risk Income Protection (GRIP).** 2011b. Disponível em: <<http://www.extension.iastate.edu/agdm/crops/pdf/a1-58.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2011.

_____. **Average Crop Revenue Election (ACRE).** 2011c. Disponível em: <<http://www.extension.iastate.edu/agdm/crops/pdf/a1-45.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2011.

HARWOOD, J.; HEIFNER, R.; COBLE, K.; PERRY, J.; SOMWARU, A. **Managing risk in farming:** concepts, research, and analysis. Washington: Market and Trade Economics Division and Resource Economics, 1999, 130 p. (Agricultural Economic Report, 774).

KANG, M.G. **Innovative agricultural insurance products and schemes.** Roma: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2007, 64 p. (Agricultural Management, Marketing and Finance Occasional Paper, 12).

KIRK, D. E.; Optimal Control Theory: An Introduction. New York: Dover Publications, 2004. 472 p.

KNIGHT, T.O.; COBLE, K.H. Survey of U.S. multiple peril crop insurance literature since 1980. **Review of Agricultural Economics.** Boston: Blackwell Publishing, v. 19, n. 1, p. 128-156, Apr. 1997.

LENCE, S.H. Relaxing the assumptions of minimum-variance hedging. **Journal of Agricultural and Resource Economics,** Bozeman, v. 21, n. 1, p. 39-55, Jul. 1996.

MAHUL, O.; WRIGHT, B.D. Designing optimal crop revenue insurance. **American Journal of Agricultural Economics,** Oxford, v. 85, n. 3, p. 580-589, Aug. 2003.

MATTHEWS, A. Perspectives on addressing market instability and income risk for farmers. In: AES AND SFER CONFERENCE, 2010, Edinburgh. **The common agricultural policy post 2013.** Edinburgh: Agricultural Economics Society, 2010. 27 p.

MCKINNON, R.I. Future markets, buffer stocks, and income stability for primary producers. **The Journal of Political Economy,** Chicago, v. 75, n. 6. p. 844-861, Dec. 1967.

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.

RAVIV, A. The design of an optimal insurance policy. **The American Economic Review,** Stockholm, v. 69, n. 1, p. 84-96, Mar. 1979.

SCHMITZ, A. Canadian agricultural programs and policy in transition. **Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne d'Agroeconomie,** Quebec, v. 56, n. 4, p. 371-391, Dec. 2008.

SCHNITKEY, G.D. **Combo's product released for 2011 crop insurance year.** 2010. Disponível em: <http://www.farmdoc.illinois.edu/manage/newsletters/fefo10_15/fefo10_15.pdf>. Acesso em: 30 mar. 2011.

SCHNITKEY, G.D.; IRWIN, S.H.; SHERRICK, B.J. **Teaching crop insurance to farmers: show them the data.** 2004. Disponível em: <<http://www.farmdoc.illinois.edu/irwin/research/ShowtheData.pdf>>. Acesso em: 3 abr. 2011.

SILBERBERG, E.; SUEN, W. **The structure of economics: a mathematical analysis.** 3. ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2000. 688 p.

SKEES, J.R.; 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.

STOKES, J.R.; NAYDA, W.I.; ENGLISH, B.C. The pricing of revenue assurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 79, n. 2, p. 439-451, May 1997.

TURVEY, C.G. **Whole farm income insurance in a Canadian context.** 2010. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61732/2/Whole%20Farm%20Income%20Insurance%20CAES%20July2010%20Turvey.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2011.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **Revenue assurance description of coverage and side-by-side comparison with competing revenue products.** 1999a. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/FTP/Policies/2004/ra/pdf/04RASBS.pdf>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **2000 Revenue crop insurance plans: crop revenue coverage, income protection, revenue assurance.** 1999b. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/policies/>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **A risk management agency fact sheet: Adjusted Gross Revenue (AGR).** 2009a. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/pubs/rme/agr.pdf>>. Acesso em: 5 abr. de 2011.

_____. **A risk management agency fact sheet: adjusted gross revenue-lite.** 2009b. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/pubs/rme/agr-lite.pdf>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **Risk management purchase requirement waiver for 2008 crop year.** 2009c. Disponível em: <http://www.flaginc.org/topics/disaster/FGDA6/DAP_285.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **Summary of changes for the common crop insurance policy basic provisions – reinsured version (11-Br).** 2010a. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/policies/2011/11-br.pdf>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **Risk management agency 1999: revenue crop insurance plans, crop revenue coverage, income protection, and revenue assurance.** 2010b. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/pilots/miscproj/99revsum.pdf>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **Product Administration And Standards Division HANDBOOK: 2007 and Succeeding Insurance Years.** 2010c. Disponível em: <http://www.rma.usda.gov/handbooks/18000/2007/07_18050.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **2010 crop codes, crop names and insurance ID's.** 2010d. Disponível em: <<http://www.rma.usda.gov/ftp/reports/countycropprograms/county%20programs%202010>>. Acesso em: 5 abr. 2011.

_____. **Supplemental Revenue Assistance Payments (SURE) program backgrounder.** 2010e. Disponível em: <http://www.fsa.usda.gov/Internet/FSA_File/sure_2011.pdf>. Acesso em: 5 abr. 2011.

WILSON, C. A model of insurance markets with incomplete information. **Journal of Economic Theory**, Amsterdam, v. 16, n. 2, p. 167-207, Dec. 1977.

Anexos

ANEXO A – Solução para o contrato ótimo com índices individuais

Como se trata de um problema de otimização associada a desigualdades como restrições, opta-se por solução de Kuhn-Tucker. Assim sendo, a solução do problema poderá ser obtida a partir da maximização da função de Lagrange relacionado a esse problema, que é dada por:

$$\begin{aligned} \max_{P, I(x)} L = & E\{u[R(x) + I(x) - P]\} - \lambda_1 I(x) - \lambda_2 [R(x^*) - R(x) - I(x)] \\ & - \lambda_3 \{\bar{V}^0 - E\{v[W^0 - I(x) - c[I(x)] + P]\}\} \end{aligned} \quad (15)$$

As condições de Primeira Ordem desse problema são definidas por:

$$\begin{aligned} E\{u'[R(x) + I(x) - P]\} - \lambda_1 + \lambda_2 \\ - \lambda_3 \{1 + c'[I(x)]\} \{E\{v'[W^0 - I(x) - c[I(x)] + P]\}\} = 0 \end{aligned} \quad (16)$$

$$-E\{u'[R(x) + I(x) - P]\} + \lambda_3 E\{v'[W^0 - I(x) - c[I(x)] + P]\} = 0 \quad (17)$$

$$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3 = \begin{cases} 0 \\ \geq 0 \end{cases} \quad (18)$$

$$\left. \frac{\partial L}{\partial \lambda_i} \right|_{i=1,2,3} = 0 \quad (19)$$

Como consequência direta dessas condições, e sendo a função utilidade $u(\cdot)$ côncava associada à função Receita estritamente crescente (estritamente monotônica crescente), observa-se que $I^*(x) = \max[R(x^*) - R(x), 0]$. Com relação ao prêmio, como se trata da obtenção “justa” do prêmio, cabe esse trabalho a outras pesquisas. No entanto, uma das possíveis possibilidades de obtenção do prêmio atuarialmente justo é através das condições de primeira ordem do problema.

ANEXO B – Solução para o contrato ótimo com índices agregados

Feitas as ressalvas apresentadas na seção 0, o problema é dado com sendo (reproduzindo a equação(12)):

$$\begin{aligned} \max_{P, I(\cdot)} L = & E\{u[R(\mathbf{x}) + I(\mathbf{z}) - P]\} - \lambda_1 I(\mathbf{z}) - \lambda_2 [R(\mathbf{z}) - R(\mathbf{x}) - I(\mathbf{z})] \\ & - \lambda_3 \{\bar{V}^0 - E\{v[W^0 - I(\mathbf{z}) - c[I(\mathbf{z})] + P]\}\} \end{aligned} \quad (20)$$

A partir daqui é possível obter as condições necessárias para a obtenção do contrato ótimo, composto por indenização e prêmios ótimos, para o problema associado a informações sobre índices de forma agregada. Assim, as condições necessárias para esse problema são:

$$\begin{aligned} E\{u'[R(\mathbf{x}) + I(\mathbf{x}) - P]|z\} - \lambda_1 + \lambda_2 \\ - \lambda_3 \{1 + c'[I(\mathbf{x})]\} \{E\{v'[W^0 - I(\mathbf{x}) - c[I(\mathbf{x})] + P]|z\}\} = 0 \end{aligned} \quad (21)$$

$$-E\{u'[R(\mathbf{x}) + I(\mathbf{x}) - P]|z\} + \lambda_3 E\{v'[W^0 - I(\mathbf{x}) - c[I(\mathbf{x})] + P]|z\} = 0 \quad (22)$$

$$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3 = \begin{cases} 0 \\ \geq 0 \end{cases} \quad (23)$$

$$\left. \frac{\partial L}{\partial \lambda_i} \right|_{i=1,2,3} = 0 \quad (24)$$

No entanto, ao contrário de Mahul e Wright (2003), optou-se nesse trabalho por representar as esperanças condicionais acima apresentadas de forma agregada, já que pela construção do modelo, é indiferente a forma pela qual foram obtidas essas esperanças aqui daquela apresentada pelos autores. O resultado, obtido pelos autores, é dado por $E_{\varepsilon_1^p} E_{\varepsilon_2^p} \cdots E_{\varepsilon_n^p} E_{\varepsilon_1^q} E_{\varepsilon_2^q} \cdots E_{\varepsilon_n^q} [u'(\cdot)]$, no entanto, como o modelo pressupõe que os ε sejam independentes, então:

$$\begin{aligned} & E_{\varepsilon_1^p} E_{\varepsilon_2^p} \cdots E_{\varepsilon_n^p} E_{\varepsilon_1^q} E_{\varepsilon_2^q} \cdots E_{\varepsilon_n^q} [u'(\cdot)|z] \\ &= \int_{D_{\varepsilon_1^p}} \left[\int_{D_{\varepsilon_2^p}} \cdots \left[\int_{D_{\varepsilon_{n-1}^q}} \left[\int_{D_{\varepsilon_n^q}} u'(\cdot) f(\varepsilon_n^q) d\varepsilon_n^q \right] f(\varepsilon_{n-1}^q) d\varepsilon_{n-1}^q \right] \cdots f(\varepsilon_2^p) d\varepsilon_2^p \right] f(\varepsilon_1^p) d\varepsilon_1^p \end{aligned} \quad (25)$$

Em que $D_{\varepsilon_i^j}$ é o todo o domínio pelo qual o termo de erro ε_i^j pertence, para $i = 1, 2, \dots, n$, e para $j = p, q$, com suas funções densidade definidas por $f(\cdot)$. Então, para o caso de que os ε sejam independentes, observa-se que:

$$E[u'(\cdot)] = E_{\varepsilon_1^p} E_{\varepsilon_2^p} \cdots E_{\varepsilon_n^p} E_{\varepsilon_1^q} E_{\varepsilon_2^q} \cdots E_{\varepsilon_n^q} [u'(\cdot)] \quad (26)$$

ANEXO C – Hedge ótimo sob combinação de derivativos e seguros

Com relação ao problema apontado na equação

(13), observa-se que as condições de primeira ordem para a otimização são dadas por:

$$\begin{aligned} & \frac{\delta E[U(W_l; W_h)]}{\delta h} \\ &= \int_{p^-}^{p^+} \int_{y^-}^{y_g} A[(p_0 - p_n) \\ & \quad - H'(A, h; p_0 - p_n)] \cdot U'(W_l) f(p; y) dy dp \\ & \quad + \int_{p^-}^{p^+} \int_{y_g}^{y^+} A[(p_0 - p_n) \\ & \quad - H'(A, h; p_0 - p_n)] \cdot U'(W_h) f(p; y) dy dp = 0 \end{aligned} \quad (27)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\delta E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g} \\ &= \int_{p^-}^{p^+} \int_{y^-}^{y_g} A[R'(y_g) + p_g] \cdot U'(W_l) f(p; y) dy dp \\ & \quad + \int_{p^-}^{p^+} \int_{y_g}^{y^+} A[R'(y_g)] \cdot U'(W_h) f(p; y) dy dp = 0 \end{aligned} \quad (28)$$

A solução algébrica para esse modelo poderá ser atingida somente pressupondo uma função utilidade que preencha as características necessárias para o modelo, como por exemplo a função utilidade exponencial, ou mesmo optar pela estimação da função utilidade, conforme Coble et al. (2000) sugere. A solução algébrica está relacionada com a obtenção de resultados quantitativos através de simulações, conforme os autores fizeram.

No entanto, o resultado que interessa nesse modelo são os resultados teóricos relacionados aos efeitos de complementaridade ou substituíbilidade entre o hedge e o montante segurado, e para isso, o que será feito é obter $\delta h / \delta y_g$. Notar que:

$$\frac{\delta h}{\delta y_g} = \frac{\frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g \delta h}}{\frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta h^2}} \quad (29)$$

Portanto, sabendo que $\frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta h^2} < 0$, basta obter o sinal de $\frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g \delta h}$. Para isso,

observa-se que:

$$\begin{aligned}
& \frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g \delta h} \\
&= \int_{p^-}^{p^+} \int_{y^-}^{y_g} A^2[(p_0 - p_n) - H'(A, h; p_0 - p_n)][R'(y_g) \\
&+ p_g] \cdot U''(W_l) f(p; y) dy dp \\
&+ \int_{p^-}^{p^+} \int_{y_g}^{y^+} A^2[(p_0 - p_n) \\
&- H(A, h; p_0 - p_n)][R'(y_g)] \cdot U'(W_h) f(p; y) dy dp \geq 0
\end{aligned} \tag{30}$$

Ou seja, enquanto não se impor uma forma funcional para a função custo, não é possível determinar o sinal de $\frac{\delta^2 E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g \delta h}$.

ANEXO D – Hedge ótimo sob seguro de renda

A seguir, são apresentadas as condições de primeira ordem para a otimização apresentada na equação

(14). Essas condições são dadas por:

$$\begin{aligned}
& \frac{\delta E[U(W_l; W_h)]}{\delta y_g} \\
&= \int_{p^-}^{p^+} \int_{y^-}^{y_g} A[p_g - P'(y_g, p_g)] \cdot U'(W_l) f(p; y) dy dp \\
&+ \int_{p^-}^{p^+} \int_{y_g}^{y^+} A[-P'(y_g, p_g)] \cdot U'(W_h) f(p; y) dy dp = 0
\end{aligned} \tag{31}$$

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

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, 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, 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

3.1 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.

3.2 Cálculo de taxas de prêmio: evidências teóricas

3.2.1 Taxa de prêmio: seguros de produtividade

Essa seção irá abordar os conceitos teóricos relacionados à determinação da taxa de prêmio baseado no trabalho de Lawas (2005), que se limita a seguros de produtividade.

Dois outros trabalhos além do de Lawas (2005) são levados em consideração nesse problema. Os outros dois trabalhos são o de Makki e Somwaru (2001) e o de Goodwin e Mahul (2004).

Seja um produtor que contrate um seguro de produtividade que pague uma indenização I tal que:

$$I = p_g^y \times \max[(y_g - y); 0] \quad (32)$$

Em que p_g^y é o preço definido no contrato a ser pago pela perda; y_g o nível de cobertura do seguro, denominada produtividade garantida (podendo ser, por exemplo, uma proporção determinada pelo produtor da média histórica observada para aquela área ou fazenda); e y é a produtividade observada. Nesse problema, assumem-se dois estados da natureza, perda de produtividade e não perda, com respectivas probabilidades p e $1 - p$. Vale destacar que, para a obtenção do valor total pago ao produtor pela produção, multiplica-se I pela área total de plantio. Sabendo-se disso, a utilidade esperada do produtor rural nessas condições é dada por:

$$U_y(p; m; \pi; d; I) = (1 - p) \cdot u(m - \pi) + p \cdot u(m - \pi - d + I) \quad (33)$$

Sendo m a renda final do produtor; π o prêmio pago; d o montante de perda observada e $u(\cdot)$ sendo a função utilidade de von Neumann – Morgenstern monotônica crescente e estritamente côncava³⁹. É possível ainda expressar tanto o prêmio pago, assim como a indenização como sendo $\pi(\alpha)$ e $I(\alpha)$, respectivamente, em que α expressa uma variável determinante (comum) do prêmio e indenização. Essa variável comum α pode ser interpretada como uma variável controle utilizada em problemas relacionados ao teorema da envoltória⁴⁰.

³⁹ A Função Utilidade tem ainda $u'(\cdot) > 0$ e $u''(\cdot) < 0$.

⁴⁰ Para maiores informações, consultar Lawas (2005) e Silberberg e Suen (2000).

Sob condições de equilíbrio, obtidas através da condição de primeira ordem da maximização da utilidade esperada⁴¹, é possível observar que:

$$\frac{U'(m - \pi)}{U'[m - \pi(\alpha) - d + I(\alpha)]} = \frac{p[-\pi'(\alpha) + I'(\alpha)]}{(1 - p)\pi'(\alpha)} \quad (34)$$

Ou seja, na relação ótima (em equilíbrio), a demanda por seguros será igual a oferta. A relação ótima descrita pela taxa marginal de substituição acima é dependente das taxas (ótimas) de prêmio $\pi'(\alpha)$, assim como da taxa de Indenização $I'(\alpha)$, que para o problema também pode ser interpretada como sendo a perda observada (a renda segurada menos a renda obtida). Mas a partir da equação (34) é possível afirmar que, se a relação de preços dos seguros nos dois estados da natureza for a mesma que a relação entre as probabilidades nos respectivos estados, pode-se dizer que o preço do seguro é atuarialmente justo⁴². Nessa situação, as utilidades marginais dos dois estados da natureza $U'[m - \pi(\alpha) - d + I(\alpha)]$ e $U'(m - \pi)$ serão iguais, o que permite afirmar que:

$$\frac{p[-\pi'(\alpha) + I'(\alpha)]}{(1 - p)\pi'(\alpha)} = 1 \quad (35)$$

Portanto, sob a pressuposição de que os preços são atuarialmente justos, os benefícios esperados serão iguais aos custos esperados para o produtor que busca se proteger. Dessa forma, resolvendo a equação (35), é possível afirmar que a taxa de prêmio justa será dada por:

$$\pi'(\alpha) = pI'(\alpha) \quad (36)$$

Ou seja, a taxa de prêmio justa será dada pela expectativa de perda, ou perda esperada. A perda esperada também pode ser descrita como sendo:

$$E[Perda] = E\{\max[(y_g - y); 0]\} = p(Y < y_g) \cdot [\lambda\mu - E(Y|y < y_g)] \quad (37)$$

⁴¹ A condição de primeira ordem do problema de maximização da função utilidade esperada é dada por:

$$\frac{\delta U[p; m; \pi(\alpha); d; I(\alpha)]}{\delta \alpha} = -(1 - p)\pi'(\alpha)U'(m - \pi) + p[-\pi'(\alpha) + I'(\alpha)]U'[m - \pi(\alpha) - d + I(\alpha)] = 0$$

⁴² O que leva à taxas de prêmio atuarialmente justas, que de acordo com Ozaki (2005), p. 171: “O prêmio é considerado atuarialmente justo, ou somente “*prêmio justo*” quando a probabilidade de um acidente ocorrer é igual ao prêmio por unidade de compensação ou quando o prêmio for igual a indenização esperada”.

A estrutura acima apresentada é utilizada por Goodwin e Ker (1998) e Ker e Goodwin (2000), permitindo a obtenção da taxa ótima de prêmio. A taxa ótima de prêmio utilizada por esses autores é dada pela seguinte equação, derivada diretamente da equação(37):

$$\pi^* = \frac{p(Y < y_g) \cdot [\lambda\mu - E(Y|y < y_g)]}{\lambda\mu} \quad (38)$$

3.2.2 Taxa de prêmio: seguros de renda

Nessa subseção será apresentada a determinação da taxa de prêmio para o caso do seguro de renda. A taxa de prêmio nesse contexto seguirá a estrutura anterior, ou seja, a taxa ótima é 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 simplificação⁴³ 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 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., 1998⁴⁴).

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

⁴³ Não se utiliza no modelo aqui apresentado os níveis de cobertura (uma porcentagem λ 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).

⁴⁴ 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%)”.

$$I = \max[(x_g \cdot y_g - x \cdot y); 0] \quad (39)$$

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 (39), 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:

$$U_{yx}(p^*; m; \pi; d; I) = (1 - p^*) \cdot u(m - \pi) + p^* \cdot u(m - \pi - d + I) \quad (40)$$

Existem problemas relacionados à determinação correta de p^* . Conforme pode ser observado na Figura 7, existem diversas combinações de preços e de produtividades que garantem uma receita menor que a garantida ao produtor (obtida pela definição de preços e produtividades garantidas).

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.

Figura 7 – Representação gráfica do seguro de renda

Fonte: Adaptado de Atwood et al. (1996)

No caso univariado, determinado pelo seguro de produtividade apresentado na subseção 0, a probabilidade era dada por $p(Y < y_g)$, 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 pela Figura 7, 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 isso em vista, a probabilidade de perda será definida como sendo $p^* = p(X < x; Y < y | x \cdot y < x_g \cdot y_g)$, ou seja, uma probabilidade condicional. Essa probabilidade condicional expressa a probabilidade cumulativa conjunta de um evento (perda) em função de duas variáveis aleatórias X e Y , mensuradas respectivamente nos pontos x e y , no entanto, a escolha desses valores estará restrita ao componente condicional $x \cdot y < x_g \cdot y_g$. Essa relação garante que quaisquer valores de x ou y possam ser assumidos, no entanto, restritos a $x \cdot y < x_g \cdot y_g$. A probabilidade de não perda será dada por $1 - p^*$.

Por essa razão, embora a obtenção da taxa ótima de prêmio justo não se altere, e seja definida por:

$$\pi^*(\alpha) = p^* I^{*'}(\alpha) \quad (41)$$

As relações definidas pela probabilidade condicional e pela estrutura do problema irão alterar o prêmio justo no que se refere à perda esperada $E^*[Perda]$. Para esse problema, observa-se que a perda esperada para o seguro de renda será dado por:

$$\begin{aligned} E^*[Perda] &= E\{\max[(x_g \cdot y_g - x \cdot y); 0]\} \\ &= p(X < x; Y < y | x \cdot y < x_g \cdot y_g) \cdot [x_g \cdot y_g - E(XY | x \cdot y < x_g \cdot y_g)] \end{aligned} \quad (42)$$

E como consequência disso, a taxa ótima de prêmio justo será dada por:

$$\pi^* = \frac{p(X < x; Y < y | x \cdot y < x_g \cdot y_g) \cdot [x_g \cdot y_g - E(XY | x \cdot y < x_g \cdot y_g)]}{x_g \cdot y_g} \quad (43)$$

3.3 Cópulas multivariadas

3.3.1 Considerações iniciais

A seguir 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)⁴⁵.

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 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.

⁴⁵ Os eventuais teoremas apresentados aqui têm suas demonstrações apresentadas nos trabalhos de Nelsen (2006) e de Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

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 $\bar{a}_i, i = \{1, 2, \dots, n\} - \{j\}$:

$$H(\bar{a}_1, \bar{a}_2, \bar{a}_3, \dots, k, \dots, \bar{a}_n) = 0 \quad (44)$$

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:

$$V_H(\mathbf{A}) = \Delta_{a_{11}}^{a_{12}} \Delta_{a_{21}}^{a_{22}} \dots \Delta_{a_{n1}}^{a_{n2}} H(\mathbf{a}) \geq 0 \quad (45)$$

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 $\bar{a}_j \in [a_{j1}; a_{j2}]$, $j = \{1, 2, \dots, n\} - \{i\}$.⁴⁶ 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:

$$\bar{H}_k(k_i; k_{i+1}; \dots; k_j) = H(a_{12}; a_{22}; \dots; k_i; k_{i+1}; \dots; k_j; \dots a_{n2}) \quad (46)$$

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 argumentos⁴⁷.

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.

⁴⁶ 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).

⁴⁷ Esse resultado tem sua demonstração apresentada nos trabalhos de Nelsen (2006) e em Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

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 $C(\cdot): I^n \rightarrow \mathbb{R}$.

Já caracterizada a função cópula, a seguir serão apresentadas 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).

3.3.2 Cópulas e suas características

Nessa subseção serão apresentadas as características referentes a cópulas. De acordo com Nelsen (2006), uma função cópula multivariada tem, além das características citadas anteriormente, as seguintes peculiaridades:

- Para todo $\bar{\mathbf{a}} = (\bar{a}_1; \bar{a}_2; \bar{a}_3; \dots; \bar{a}_n)' \in I^n$, se pelo menos um $\bar{a}_i$ for nulo ($\bar{a}_i = 0$), a função cópula também será nula;
- Para todo $\bar{\mathbf{a}} = (1; 1; 1; \dots; \bar{a}_i; \dots; 1)' \in I^n$, com $\bar{a}_i \neq 0$, $C(\bar{\mathbf{a}}) = \bar{a}_i$;
- A função cópula $C(\cdot)$ terá sua Imagem limitada a:

$$\max(a_1 + a_2 + a_3 + \dots + a_n - 1; 0) < C(\mathbf{a}) < \min(a_1; a_2; a_3; \dots; a_n)$$

Essa última desigualdade é denominada de limites de Fréchet-Hoeffding. Esses limites, $C^-(\mathbf{a}) = (\max(\bar{a}_1 + \bar{a}_2 + \bar{a}_3 + \dots + \bar{a}_n - 1; 0)$ e $C^+(\mathbf{a}) = \min(a_1; a_2; a_3; \dots; a_n)$ satisfazem as características apresentadas, e portanto, também são cópulas. A obtenção desses limites tem sua demonstração apresentada em Nelsen (2006). Tais limites são utilizados sobremaneira para demonstração de algumas propriedades e como formas funcionais para eventuais estimações⁴⁸.

3.3.3 Cópulas e distribuições de probabilidade: o Teorema de Sklar

Uma vez definida as características gerais de uma função cópula, é possível associá-la a funções de distribuição de probabilidade. 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.

⁴⁸ Para maiores informações, consultar Nelsen (2006) e Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

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 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:

$$\begin{aligned} H(\mathbf{x}) &= P(X_1 \leq x_1; X_2 \leq x_2; \dots; X_n \leq x_n) \\ &= C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)] \end{aligned} \quad (47)$$

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 (47) 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. Outra formulação muito utilizada é a em que $u_i = F_i(x_i)$, e a representação através de cópulas da função cumulativa conjunta é dada por

$$H(\mathbf{F}^{-1}) = C[u_1, u_2, \dots, u_n] \quad (48)$$

Em que $\mathbf{F}^{-1} = [F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2), \dots, F_n^{-1}(u_n)]'$ representa o vetor de funções de distribuições inversas. Como consequência desse teorema, observa-se que as propriedades relacionadas a funções de distribuição de probabilidade tornam-se inerentes a funções cópulas.

3.4 Estimação de cópulas e testes

A estimação adequada de uma cópula permite a conseqüente obtenção de melhores inferências sobre os parâmetros estimados. Dessa forma, a seguir, serão apresentados alguns métodos de estimação dos parâmetros associados às cópulas. Diversos modos de estimação de cópulas são conhecidos, e cada um deles apresenta uma peculiaridade, assim como um caso mais indicado. Em decorrência disso, o conhecimento de pelo menos algumas dessas ferramentas permite adequar o procedimento de estimação ao caso mais indicado.

Tendo isso em vista, vale destacar que, segundo Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004), a estimação de um modelo como uma cópula nada mais é do que a estimação de um modelo multivariado não linear. Para isso, já são conhecidos alguns métodos de estimação e será realizada uma adequação ao problema relacionado às cópulas.

No intuito de simplificar a apresentação dos processos de estimação, as observações utilizadas são séries geradas por processos estacionários e homoscedásticos. A representação desses processos é dada pelo vetor $\{\mathbf{x}_t, t \in \mathbb{Z}\}$ com $\mathbf{y}_t \in \mathbb{R}^n$. A realização $\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1 \mathbf{x}_2 \dots \mathbf{x}_n]'$ é n-vetorial, com $\mathbf{x}_i = [x_{i1} x_{i2} \dots x_{in}]'$, como por exemplo, os retornos observados em T períodos (como T dias, T meses,...) de n ativos financeiros (compondo um único portfólio).

3.4.1 Métodos paramétricos de estimação

Os métodos paramétricos de estimação de cópulas estão relacionados a cópulas paramétricas. Entre algumas cópulas paramétricas muito utilizadas estão Cópula Gaussiana Multivariada, que deriva da função distribuição normal gaussiana, representada por:

$$\begin{aligned} C^{Ga}(\mathbf{u}) &= \Phi_{\mathbf{x}}[\Phi^{-1}(u_1); \Phi^{-1}(u_2); \dots; \Phi^{-1}(u_n) | R] \\ &= \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)} \dots \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_n)} \phi_{\mathbf{x}}(\mathbf{v}) \prod_{i=1}^n dv_i \end{aligned} \quad (49)$$

Em que $\phi_{\mathbf{x}}(\mathbf{v}) = \frac{1}{(2\pi)^n \det(R)} \exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{v}' R^{-1} \mathbf{v}\right)$ representa a função densidade gaussiana de forma genérica, com a matriz de correlações representada por R ; e outra é a Cópula t de Student Multivariada, representada por:

$$\begin{aligned}
& T[T^{-1}(u_1|g.l._1); T^{-1}(u_2|g.l._2); \dots; T^{-1}(u_n|g.l._n)|R; g.l.] \\
&= \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)} \dots \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_n)} t_x(\mathbf{v}) \prod_{i=1}^n dv_i
\end{aligned} \tag{50}$$

Em que $t_x(\mathbf{v}) = \frac{\Gamma[\frac{g.l.+n}{2}] \det(R)^{-\frac{1}{2}}}{\Gamma[\frac{g.l.}{2}] (g.l.\pi)^{\frac{n}{2}}} (1 + \frac{1}{g.l.} \mathbf{v}' R^{-1} \mathbf{v})^{-\left(\frac{g.l.+n}{2}\right)}$ representa a função densidade t

de Student de forma genérica, com a matriz de correlações representada por R e $g.l.$ representando os graus de liberdade associados a distribuição. Existem diversas outras formas funcionais para cópulas, que pretendem identificar o comportamento conjunto de determinadas variáveis⁴⁹. Posto isso, a seguir serão apresentados alguns dos métodos de estimação de cópulas paramétricas.

3.4.1.1 Estimação por máxima verossimilhança

Lembrando que para um vetor qualquer $\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1 \mathbf{x}_2 \dots \mathbf{x}_n]'$, a função cópula respectiva é dada por $F(\mathbf{X}) = C[F_1(\mathbf{x}_1); F_2(\mathbf{x}_2); \dots; F_n(\mathbf{x}_n)]$, é possível demonstrar que:

$$f(\mathbf{X}) = c[F_1(\mathbf{x}_1); F_2(\mathbf{x}_2); \dots; F_n(\mathbf{x}_n)] \times \prod_{i=1}^n f_i(\mathbf{x}_i) \tag{51}$$

Em que $c(\cdot)$ é a função densidade de cópula, obtida através de $c[F_1(\mathbf{x}_1); F_2(\mathbf{x}_2); \dots; F_n(\mathbf{x}_n)] = \frac{\delta^n C[F_1(\mathbf{x}_1); F_2(\mathbf{x}_2); \dots; F_n(\mathbf{x}_n)]}{\delta F_1(\mathbf{x}_1) \delta F_2(\mathbf{x}_2) \dots \delta F_T(\mathbf{x}_n)}$.

Sabendo-se disso, a estimação dos parâmetros associados à cópula $C(\cdot)$ é obtida através da maximização da (log) função de verossimilhança do processo $\mathbf{X} = [\mathbf{x}_1 \mathbf{x}_2 \dots \mathbf{x}_n]'$:

$$\max_{\theta} l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c[F_1(x_{1t}); F_2(x_{2t}); \dots; F_n(x_{nt})] + \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \ln f_i(x_{it}) \tag{52}$$

⁴⁹ Para maiores informações, e consulta de outras cópulas paramétricas disponíveis, consultar Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

Em que θ são os verdadeiros parâmetros (parâmetros populacionais). As estimativas de θ são consistentes e assintoticamente eficientes e normais, com $\sqrt{T}(\hat{\theta}_{MV} - \theta) \rightarrow N[0, \mathfrak{I}^{-1}(\theta)]$, em que $\mathfrak{I}(\theta)$ representa a matriz de informação de Fisher⁵⁰.

3.4.1.2 Estimação pelo método de decomposição (ou inferência sobre as margens, ou em inglês, *Inference for the Margens - IFM*)

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 foi desenvolvido por Joe e Xu (1996). Como pode ser observada na equação (52), a maximização da (log) função de verossimilhança pode ser decomposta em dois termos:

$$\sum_{t=1}^T \ln c[F_1(y_{1t}); F_2(y_{2t}); \dots; F_n(y_{nt})] \quad (53)$$

$$\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \ln f_i(x_{it}) \quad (54)$$

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*), que consiste em:

- i) No primeiro passo, estima-se o conjunto de parâmetros θ_1 associados ao termo composto pelas densidades univariadas de forma que:

$$\hat{\theta}_1 = \text{Arg max}_{\theta_1} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \ln f_i(x_{it}; \theta_1) \quad (55)$$

- ii) No segundo, utilizando a estimativa $\hat{\theta}_1$, estima-se o conjunto de parâmetros θ_2 associados ao termo composto pelas cópulas, da seguinte forma:

$$\hat{\theta}_2 = \text{Arg max}_{\theta_2} \sum_{t=1}^T \ln c[F_1(y_{1t}); F_2(y_{2t}); \dots; F_n(y_{nt}); \theta_2 | \hat{\theta}_1] \quad (56)$$

⁵⁰ Para maiores informações, consultar Mood et al. (1974).

Como resultado, as estimativas dos parâmetros são dadas por $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IFM} = [\hat{\boldsymbol{\theta}}_1; \hat{\boldsymbol{\theta}}_2]'$. Essas estimativas são eficientes e apresentam as seguintes propriedades assintóticas:

$$\sqrt{T}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{IFM} - \boldsymbol{\theta}) \rightarrow N[\mathbf{0}, V^{-1}(\boldsymbol{\theta})] \quad (57)$$

Ou seja, os parâmetros estimados terão distribuições assintóticas normais. $V(\boldsymbol{\theta})$ representa a matriz de informação de Godambe. Para maiores informações, consultar Joe (1997, 2005), Xu (1996) e Joe e Xu (1996). Um resumo desses resultados é apresentado em Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004). Vale destacar que essa matriz de informação de Godambe é uma forma de representação de 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.

3.4.1.3 Método da Máxima Verossimilhança Canônica (*Canonical Maximum Likelihood – CML*)

Por fim, entre os métodos mais conhecidos de estimação de parâmetros relacionados a cópulas está o Método da Máxima Verossimilhança Canônica. Esse método, de acordo com Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004), destaca-se pela capacidade da função cópula em ser estimada sem a especificação da função densidade marginal. Esse método consiste em transformar uma amostra tal $\{x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; \dots; x_{nt}\}_{t=1}^T$ nas seguintes variáveis uniformes $\{u_{1t}; u; u_{3t}; \dots; u_{nt}\}_{t=1}^T$ e a partir delas estimar os parâmetros associados a função cópula. Para atingir esse objetivo:

- i) Estimam-se as funções marginais $F_i(x_{it})$, de forma que se obtenha $\hat{u}_{it} = \hat{F}_i(x_{it})$, $i = 1, 2, \dots, n$.
- ii) A seguir, estima-se $\hat{\boldsymbol{\theta}}_2$, fazendo:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_2 = \text{Arg max}_{\boldsymbol{\theta}_2} \sum_{t=1}^T \ln c[\hat{u}_{1t}; \hat{u}_{2t}; \hat{u}_{3t}; \dots; \hat{u}_{nt}; \boldsymbol{\theta}_2] \quad (58)$$

O resultado prático obtido por essa forma de estimação é que os parâmetros estimados foram obtidos por métodos tradicionais de máxima verossimilhança. Em decorrência disso, os resultados assintóticos são obtidos facilmente.

3.4.2 Métodos não-paramétricos de estimação

Embora os métodos paramétricos de estimação de parâmetros sejam amplamente conhecidos, os métodos não-paramétricos para estimação de cópulas vêm ganhando cada vez mais espaço, tendo em vista a adoção crescente dos métodos não-paramétricos de estimação de densidade no meio acadêmico. São exemplos os trabalhos de Yatchew (2000), Blundell e Duncan (1998) e de Härdle (1990). Esse método, marcado pela grande capacidade de ajuste às observações, também tem seu espaço nas estimativas de cópulas. Tendo isso em vista, a seguir serão apresentados alguns métodos não-paramétricos de estimação de cópulas.

3.4.2.1 Cópulas empíricas

A abordagem não-paramétrica mais simples é a de Cópulas Empíricas, proposta por Deheuvels (1979, 1981). O trabalho de Deheuvels (1979, 1981) traduz uma aproximação de estimadores do tipo “simples” (ou conhecido como *Näive Estimator*), apresentado por Silverman (1986) para o caso de estimações de cópulas por meios não-paramétricos.

Assim sendo, seja $\mathbf{u} = (u_1; u_2; \dots; u_d)$ as distribuições cumulativas marginais originalmente observadas para as d variáveis. Dessa forma, seja uma sequência N realizações de pseudo-observações de distribuições conjuntas $\hat{\mathbf{U}} = (\hat{\mathbf{U}}_1; \hat{\mathbf{U}}_2; \dots; \hat{\mathbf{U}}_N)$, com $\hat{\mathbf{U}}_j = (\hat{U}_{1j}; \hat{U}_{2j}; \dots; \hat{U}_{dj})$, $j = 1, 2, \dots, N$ geradas a partir de $\hat{U}_{ij} = N\hat{F}_i(\hat{x}_{ij})/(N+1)$, em que $\hat{F}_i(\hat{x}_{ij}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{1}(r_{it} \leq t_{ij})$ é denominada a função cumulativa empírica de X_{ij} ,⁵¹ sendo $i = 1, 2, \dots, d$.

Proposto isso, define-se cópula empírica a função dada por (DEHEUVELS, 1979; 1981):

$$\mathbb{C}_N(\mathbf{u}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{1}(\hat{\mathbf{U}}_i \leq \mathbf{u}) \quad (59)$$

Essa cópula, de acordo com Deheuvels (1979, 1981), tem a propriedade de convergir uniformemente para a cópula associada. Essa propriedade é especialmente interessante no que se

⁵¹ Nesse caso, serão feitas N realizações de $\hat{x}_{ij}$, sendo i o índice responsável pela identificação da variável e j responsável pela identificação da realização. Cada uma das i variáveis, $i = 1, 2, \dots, d$ terão $t = 1, 2, \dots, T$ observações. A partir daí, é possível obter r_{it} , ou seja, o *rankeamento* ou ordenação da observação $\hat{x}_{ij}^t$, obtido a partir da ordenação simples das observações do menor ao maior valor e atribuir valores inteiros a eles, respeitando-se a ordenação.

refere à obtenção de medidas de dependência amostral (NELSEN, 2006; CHERUBINI; VECCHIATO; LUCIANO, 2004), e, de acordo com Deheuvels (1981), Berg (2007), assim como Kojadinovic e Yan (2010), a estimação a partir de Cópulas Empíricas é bastante interessante para a construção de testes não paramétricos com relação a independência, independência serial e ajuste do modelo às observações. Na seção 0 será retomada essa discussão.

3.4.2.2 Cópulas Kernel

Scaillet (2000) propôs uma abordagem não-paramétrica para a estimação de cópulas baseadas em kernel. Essa abordagem tem a vantagem de fornecer estruturas flexíveis e suavizadas de uma cópula sem assumir uma estrutura paramétrica com relação à dependência entre as funções marginais.

A abordagem é um pouco extensa e envolve conceitos de estimação por kernel. Esse tipo de abordagem é apresentado em detalhes por Silverman (1986) e Härdle (1990). Em síntese, a estimação por kernel consiste em estimar não-parametricamente as funções densidade marginais por kernel da seguinte maneira:

$$\hat{f}(x_i) = \sum_{t=1}^T (hT)^{-1} \prod_{i=1}^n K_{it} \left(\frac{x_{it} - X_{it}}{h_i} \right) \quad (60)$$

Em que as estimativas das densidades marginais respeitam todas as propriedades desejáveis de um estimador, ou seja, não tendencioso e de variância mínima. Além disso, a função K_{it} , denominada função kernel, deve obedecer alguns critérios:

$$K(t) = K(-t) \quad (61)$$

$$\int_a^b K(t) dt = 1 \quad (62)$$

$$\int_a^b tK(t) dt = 0 \quad (63)$$

$$\int_a^b t^2 K(t) dt = k_2 \neq 0 \quad (64)$$

Com relação ainda às estimativas, a escolha do coeficiente de suavização h muitas vezes pode ser escolhida arbitrariamente, de acordo com o pesquisador, ou de acordo com métodos propostos através da minimização dos Erros Quadrados Esperados Integrados (SILVERMAN, 1986). Uma vez obtidas as estimativas das funções marginais, a função cópula é dada por (na forma condensada):

$$\hat{C}_{Kernel} = \hat{F}(\mathbf{y}) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_3} \dots \int_{-\infty}^{x_n} \hat{f}(\mathbf{x}) d^n \mathbf{x} \quad (65)$$

Existem outras peculiaridades dessa forma de estimação.⁵² Além disso, Scaillet (2000) demonstrou que as estimativas são eficientes e são assintoticamente normais. É interessante destacar que métodos não-paramétricos de estimação de cópulas podem ser utilizados em conjunto com métodos paramétricos, na medida em que, uma vez estimadas as margens de forma não-paramétrica, a adoção de uma forma fixa para a cópula pode ser adotada.

Segundo Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004), essa combinação de formas de estimação é denominada de estimadores mistos ou ainda semi-paramétricos, e permitem, em determinados casos, um ajuste melhor às observações. Dois trabalhos que tratam do uso de processos semi-paramétricos em cópulas são os de Kim et al. (2007), comparando com resultados obtidos através de métodos paramétricos, e o de Tsukahara (2005), demonstrando algumas propriedades assintóticas dessa forma de estimação. Em ambos os casos, os autores evidenciam o benefício dessa forma de estimação pela não imposição de formas fixas às funções marginais.

3.5 Inferência sobre cópulas

Nessa seção serão apresentados alguns métodos de inferência sobre cópulas. Serão apresentados testes relacionados aos parâmetros estimados; testes de independência entre os vetores de variáveis $\mathbf{x}$; teste de aleatoriedade e por fim; testes relacionados ao ajuste do modelo às observações. Em particular, o enfoque principal será dado aos procedimentos relacionados a esse teste (conhecidos como *goodness-of-fit tests*). Esse tipo de inferência vem sendo cada vez

⁵² Para detalhes, consultar Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004) e Härdle (1990).

mais discutido em artigos acadêmicos, dada sua importância na modelagem, que segundo Berg (2007) é um desafio em termos de inferência.

3.5.1 Testes sobre parâmetros estimados

Os testes relacionados à inferência sobre os parâmetros estimados em cópulas paramétricas são, em geral, simples. Como pode ser observado, métodos de estimação paramétricos têm como consequência parâmetros normalmente distribuídos assintoticamente, o que permite inferências já conhecidas, como por exemplo, através de testes χ^2 ou testes F .

No entanto, poucos trabalhos tratam inferências sobre os parâmetros estimados propriamente ditos. Artigos como os de Power e Vedenov (2010) e Genest e Favre (2007) buscam unicamente, após a estimação das cópulas utilizadas, fazer inferências sobre a capacidade das mesmas em modelar o comportamento das observações. Evidentemente que existem trabalhos como o de Silva Filho e Ziegelmann (2008) que testam os parâmetros, no entanto, por um motivo mais específico.⁵³

3.5.2 Teste de independência multivariada

Nessa subseção, e nas próximas duas, serão apresentados três importantes testes relacionados a cópulas. O primeiro deles, tratado aqui, é o teste de independência multivariada. 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 esse teste. 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. Na construção de uma cópula, as variáveis X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ que a compõe devem ser mutuamente independentes, pois isso garante que todas elas são uma amostra aleatória proveniente da função conjunta H . Dessa forma, se a hipótese nula de que as variáveis são independentes for rejeitada, isso garante evidências de que X_i não foram geradas de forma aleatória. Métodos de correção desse problema serão posteriormente apresentados.

Existem diversos meios de inferir se há ou não independência multivariada entre as variáveis, no entanto, nesse trabalho optou-se por apresentar o caso mais geral e mais adotado na

⁵³ Informações sobre testes relacionados aos parâmetros, consultar Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004) e Silva Filho e Ziegelmann (2008).

literatura, por se mostrar o mais eficiente (KOJADINOVIC; HOLMES, 2009; GENEST et al., 2007)⁵⁴. Trata-se do teste de independência multivariada através da modificação, por meio da decomposição de Möbius, da estatística de Cramér–von Mises derivada da decomposição de uma função cópula empírica (anteriormente apresentada).

Uma cópula, quando apresenta independência entre as distribuições marginais, assume a seguinte forma:

$$C^\perp[F_1(x_1); F_2(x_2); \dots; F_n(x_n)] = F_1(x_1) \cdot F_2(x_2) \cdot \dots \cdot F_n(x_n) \quad (66)$$

Ou ainda, na forma de $u_i = F_i(x_i)$, tem-se que:

$$C^\perp[u_1; u_2; \dots; u_n] = \prod_{i=1}^n u_i \quad (67)$$

Dessa forma, através dessa cópula, também denominada de Cópula Independente, gera-se um processo $\sqrt{T}[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C^\perp(\mathbf{u})]$, em que $\mathbf{u} \in [0; 1]^n$ e T o número de observações. Assim, através desse processo é possível obter uma estatística I_T , denominada Estatística de Cramér–von Mises, tal que:

$$\begin{aligned} I_T &= \int_0^1 \int_0^1 \dots \int_0^1 T[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C^\perp(\mathbf{u})]^2 du_n \dots du_2 du_1 \\ &= \int_{[0;1]^n} T[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C^\perp(\mathbf{u})]^2 d^n \mathbf{u} \end{aligned} \quad (68)$$

De acordo com os autores anteriormente citados, e em particular Genest et al. (2007), o teste resultante desse processo, embora não apresente uma distribuição assintótica definida, pode ser apropriadamente utilizado para demonstrar a presença ou não de independência multivariada. Uma das soluções propostas para esse problema (da não existência de uma distribuição

⁵⁴ Quessy (2008) trata do teste de independência no caso bivariado através do coeficiente de correlação de Spearman ρ , e faz ainda uma adaptação do mesmo coeficiente para o caso multivariado. Segundo o autor, a eficiência assintótica dessa forma de estatística foi testada, e garantiu resultados interessantes, principalmente por se tratar de uma adaptação de um coeficiente bivariado ao caso multivariado. Como consequência, o autor ainda evidencia que os resultados computacionais obtidos mostram-se promissores, e para posteriores trabalhos deverão ser investigados. No entanto, Quessy (2008) salienta o papel dos testes baseados na estatística de Cramér–von Mises, importante ferramenta para identificação de independência multivariada, como um dos principais para essa finalidade.

assintótica pré-definida) é utilizando métodos de *bootstrap*, como sugerem os autores anteriormente citados, garantindo assim os valores referentes ao valor-P necessário para inferências estatísticas.

No entanto, estudos ligados a distribuição assintótica do teste mostram que, através de modificações algébricas propostas pela Transformação de Möbius, a estatística I_n terá maior eficiência assintótica, assim como um melhor desempenho (GENEST et al., 2007; KOJADINOVIC; HOLMES, 2009).

Dessa forma, através da Transformação de Möbius⁵⁵, é possível decompor um processo empírico $\sqrt{T}[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - \mathcal{C}^\perp(\mathbf{u})]$ em outros $2^n - n - 1$ sub-processos binomiais $\sqrt{T}\mathcal{M}_A[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]$, com $A \subset \{1, 2, \dots, n\}$, representando cada um dos subconjuntos que podem ser compostos através da combinação das funções marginais u_i . Esses $2^n - n - 1$ processos convergem, conjuntamente, para um processo gaussiano independente e centrado⁵⁶.

Com isso, através dos $2^n - n - 1$ processos $\sqrt{T}\mathcal{M}_A[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]$ é possível obter $2^n - n - 1$ estatísticas, representadas por:

$$M_{A,T} = \int_{[0;1]^n} T\{\mathcal{M}_A[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]\}^2 d^n \mathbf{u} \quad (69)$$

Uma vez proposta essas $2^n - n - 1$ estatísticas, Genest e Rémillard (2004) e Genest et al. (2007), esse último trabalho analisando a eficiência assintótica, propôs um teste combinando todas as $2^n - n - 1$ estatísticas de forma a obter uma única estatística global capaz de testar a existência de independência multivariada em cópulas.

Como consequência dessa proposta, os autores mostraram, assim como Kojadinovic e Holmes (2009) que tal estatística apresenta melhores resultados e supera os resultados obtidos pela estatística I_T . O funcionamento de tal teste é apresentado por Kojadinovic e Yan (2010), que através de uma representação gráfica, denominada dependograma, mostram a sua eficácia em exemplos aplicados a problemas associados a mercados financeiros. O teste assemelha-se ao

⁵⁵ Aos interessados, consultar primeiramente Rota (1964). A seguir, consultar Genest et al. (2007) e Kojadinovic e Holmes (2009), para a aplicação da transformação no contexto aqui adotado. Essa transformação, muito extensa, adota conhecimentos de combinatória e de espaço euclidiano.

⁵⁶ Para essa demonstração, consultar Genest et al. (2007) e Kojadinovic e Holmes (2009). Vale destacar que, através dos processos resultantes da transformação, a adequação do processo $\sqrt{T}[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - \mathcal{C}^\perp(\mathbf{u})]$ ao processo $\sqrt{T}\mathcal{M}_A[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]$ faz com que o movimento browniano, que acompanha a cópula empírica, torne-se evidente na determinação da distribuição assintótica de $\sqrt{T}\mathcal{M}_A[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]$.

correlograma, em séries temporais. Em barras verticais apresentam-se os valor-P de cada uma das estatísticas $M_{A,T}$, de forma que, valores superiores aos valores críticos (por exemplo 5%), indicam presença de dependência entre as variáveis relacionadas propostas por A .

3.5.3 Teste de aleatoriedade

O teste de aleatoriedade, proposto por Genest e Rémillard (2004), é uma extensão do teste de independência multivariada. Seja definido um vetor de variáveis $\mathbf{Y}_i = (X_i; X_{i+1}; \dots; X_{i+p-1})$, então o teste referente à hipótese de aleatoriedade das variáveis será dado por

$$M_{A,T}^S = \int_{[0;1]^p} T\{\mathcal{M}_{A,T}^S[\mathbb{C}_T(\mathbf{u})]\}^2 d^p \mathbf{u}^* \quad (70)$$

Em que $d^p \mathbf{u}^*$ representa o diferencial de $\mathbf{u}^* = (u_1, u_2, \dots, u_p)$, e ainda nesse caso, dado um p escolhido pelo pesquisador (por exemplo, através de indícios teóricos) as estatísticas serão contabilizadas a partir de $A \subset \{1, 2, \dots, p\}$. O funcionamento é o mesmo que apresentado para o teste de independência. Vale destacar que para a relação de duas únicas variáveis, o teste de aleatoriedade é o mesmo do teste de independência.

3.5.4 Teste de ajuste aos dados (*Goodness-of-fit tests*)

O passo subsequente ao se verificar a presença ou não de independência multivariada, assim como aleatoriedade, é a de verificar a adequação de uma determinada cópula às variáveis relacionadas no modelo. Um dos principais problemas relacionados a cópulas é a utilização de uma 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 se adeque as observações irá levar aos melhores resultados. É nesse contexto que se insere os testes de ajuste aos dados (*Goodness-of-fit Tests*).

A importância desse tipo de teste vem da necessidade de se identificar, entre diversas cópulas paramétricas, a que melhor se adequa aos dados, e baseada nela, obter os resultados desejados⁵⁷.

Assim sendo, essa subseção está baseada nos trabalhos de Berg (2007), Berg e Aas (2007), Berg e Quessy (2009) Genest, Rémillard e Beaudoin (2009) e Kojadinovic e Yan (2010).

Dado um conjunto de variáveis aleatórias e independentes $\mathbf{X} = (X_1; X_2; \dots; X_n)$, pode-se pressupor que, por hipótese, as observações referentes a essas variáveis foram geradas por uma função conjunta $H = C[F_1(X_1); F_2(X_2); \dots; F_n(X_n)]$ que descreve uma cópula $C(\cdot)$ paramétrica desconhecida. Um exemplo para isso é de que para um determinado conjunto de observações, pressupõe-se que as mesmas foram geradas por uma cópula gaussiana. Essa hipótese pode ser descrita, de forma geral, da seguinte maneira:

$$\mathcal{H}_0: C \in \mathcal{C}_\theta \quad (71)$$

Contra a hipótese alternativa:

$$\mathcal{H}_A: C \notin \mathcal{C}_\theta \quad (72)$$

Em que $\mathcal{C}_\theta$ representa uma família de cópulas paramétricas cujos parâmetros são definidos em θ . Um exemplo para essa hipótese, como proposto acima é que a hipótese nula é a de que C pertença à família de cópulas gaussianas com parâmetros θ .

Mas de acordo com Berg (2007), assim como Genest, Rémillard e Beaudoin (2009), existem diversos métodos de executar testes relacionados a esse tipo de hipótese. Os autores fornecem um grande número de abordagens para solucionar esse problema, alternando entre abordagens paramétricas e não-paramétricas. Porém, ainda de acordo com esses autores, entre os diversos métodos, existe um que se destaca: o teste de hipótese baseado na estatística de Cramér–von Mises, semelhante aos casos de independência multivariada e de aleatoriedade.

O teste baseado na estatística de Cramér–von Mises mostrou-se o mais robusto e com maiores evidências de eficácia, de acordo com os trabalhos anteriormente citados, assim como o trabalho de Kojadinovic e Yan (2010). Assim sendo, seja um processo $\sqrt{T}[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C_{\theta T}(\mathbf{u})]$, em que $\mathbf{u} \in [0; 1]^n$, e $\mathbb{C}_T(\mathbf{u})$ é a cópula empírica referente a amostra e $C_{\theta T}(\mathbf{u})$ é a cópula estimada sob $\mathcal{H}_0$. Através desse processo, a estatística de Cramér–von Mises é dada por:

⁵⁷ Esse teste pode ser utilizado como um dos critérios de escolha da cópula-modelo mais adequado para as observações. Entre outros critérios adotados estão dos conhecidos critérios de informação de Akaike e o critério de informação bayesiana. Isso será discutido na metodologia e resultados.

$$\begin{aligned}
S_T &= \int_0^1 \int_0^1 \dots \int_0^1 T[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C_{\theta T}(\mathbf{u})]^2 du_n \dots du_2 du_1 \\
&= \int_{[0;1]^n} T[\mathbb{C}_T(\mathbf{u}) - C_{\theta T}(\mathbf{u})]^2 d^n \mathbf{u}
\end{aligned} \tag{73}$$

Diferentemente dos problemas anteriores, nesse caso, a transformação de Möbius é extremamente complexa. Por esse motivo, opta-se por obter a estatística S_T através de métodos de *bootstrap*. No entanto, essa metodologia de teste é extremamente dispendiosa computacionalmente. Por isso, Kojadinovic, Yan e Holmes (2010) contribuem em seguida para facilitar os testes. Os autores propõem uma abordagem baseada no teorema do limite central⁵⁸. Nos resultados serão fornecidos outros esclarecimentos sobre esse teste e algumas particularidades do mesmo.

3.6 Metodologia e dados

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

3.6.1 Dados

3.6.1.1 Série de preços futuros

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, março e maio, 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.

As observações foram obtidas através do Sistema de Recuperação de Informações disponível na BM&F/BOVESPA (2011)⁵⁹. A série consiste nos preços negociados referentes à

⁵⁸ Para maiores informações, consultar Kojadinovic e Yan (2010), que expõe a metodologia do teste, assim como aplicações práticas.

⁵⁹ Disponível em: <[http://www2.bmf.com.br/Mais/\(S\(eb522d55udw1nu55tdz20155\)\)/Default.aspx?Idioma=pt-br](http://www2.bmf.com.br/Mais/(S(eb522d55udw1nu55tdz20155))/Default.aspx?Idioma=pt-br)>.

liquidação financeira do produto, ou seja, o contrato negociado a partir do ano de 2008 (até então, os contratos negociados na BM&F/BOVESPA eram negociados levando-se em consideração entrega física, e a partir de 2008 passou-se a negociar contratos com liquidação financeira).

Como as observações anteriores a 2008 não apresentam a mesmo comportamento, por se tratar de diferentes contratos (por exemplo, entrega física), optou-se por utilizar tal série. Além disso, o uso desses contratos identifica os meses de colheita do milho de forma precoce até a colheita tardia (de janeiro até maio). A utilização desses contratos segue o exemplo de Tejeda e Goodwin (2008), assim como Goodwin, Roberts e Coble (2000), trabalhos que buscaram identificar a distribuição de probabilidade dos preços de *commodities* para o caso específico de seguro de renda.

No entanto, diferentemente desses autores, esse artigo utilizará séries diárias dos preços negociados. Pressupõe-se aqui que o uso de séries diárias permite a adequada avaliação, ao longo do ano safra, das eventuais variações ocorridas nos preços e como esses se transmitem até o término da safra. Os autores anteriormente citados utilizam em seus trabalhos uma média, mensal, dos preços futuros negociados (sendo essa uma abordagem alternativa).

De acordo com Hull (2005), Kellard (2002), McKenzie e Holt (2002) e Tomek (1997), o uso de séries de preços futuros com esses determinados vencimentos é feito pois, através do pressuposto de que os mercados futuros são eficientes, esses mesmos preços futuros são a expectativa dos preços físicos no futuro. Isso permite utilizar esses preços futuros como um previsor dos preços físicos ao término da safra. Vale destacar que nesse trabalho não se leva em conta o risco de base.

A série de preço do contrato com vencimento em janeiro, março e maio tem início em 15/04/2009, 19/09/2009 e 19/09/2009, respectivamente, e terminam no dia 05/05/2011. As observações são diárias, excluindo-se os dias em que não existem negociações (seja em decorrência de feriados e de fins de semana), assim como não puderam ser negociados os contratos devido à ausência de negócios no dia (foram excluídas observações em que não puderam ser observadas negociações). A consequência disso é que as séries de preços com vencimento em janeiro, março e maio apresentam respectivamente 408, 573 e 560 observações diárias. 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).

3.6.1.2 Série de produtividades

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 (2011⁶⁰). As informações disponíveis dizem respeito ao rendimento médio dos municípios produtores de milho para o estado do Paraná. Utilizou-se no trabalho as produtividades médias observadas nos municípios de Sarandi e Pirai do Sul, sendo esses municípios os que apresentaram maiores produtividades (rendimento) no ano de 2009.

Diferentemente do trabalho de Ozaki (2005), em que o autor propôs estimar as densidades dos rendimentos através de uma abordagem espaço-temporal, nesse trabalho optou-se por utilizar uma abordagem unicamente temporal. Tendo isso em vista, utilizam-se unicamente alguns municípios para a estimação das densidades. As informações disponíveis para o rendimento médio dos municípios abrangem o período de 1980 a 2009, referentes aos anos safra de milho de 1979-1980 ao ano safra 2008-2009.

Pode-se observar que a série de preços e a de produtividades apresenta diferentes periodicidades. No entanto, para atingir o objetivo do trabalho não será necessária a mesma periodicidade, mas sim identificar o comportamento das variáveis através de suas funções marginais. O comportamento de tais variáveis poderá ser identificado através das respectivas séries e independe da periodicidade. No entanto, conforme será abordado na metodologia, as séries de preço (em menor grau) assim como as de produtividades deverão ser corrigidas, não entre si, mas sim com relação a presença de tendência e heteroscedasticidade. Da mesma forma que os preços, o que procura através das informações fornecidas pelas produtividades é a sua distribuição de probabilidade. Quanto maior número de observações, melhores serão as estimativas da distribuição.

⁶⁰ Disponível em: <<http://www.ipardes.gov.br/imp/index.php>>.

3.6.2 Metodologia

Como o objetivo do trabalho é a estimação das taxas de prêmio para o seguro de renda, e conforme pode ser observado através das equações (43) e (47), para atingir esse objetivo há a necessidade de se estimar a cópula referente à relação entre as distribuições marginais das séries de produtividade (variável produtividade) assim como da série de preços (variável preço), a seguir serão apresentadas as metodologias utilizadas para que se obtenham as melhor estimativas para as densidades assim como a cópula.

3.6.2.1 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.

Como foi apresentado anteriormente, esse método destaca-se pela capacidade da função cópula em ser estimada utilizando basicamente a estimação das cumulativas marginais. Esse método consiste em transformar uma amostra tal $\{x_{1t}; x_{2t}; x_{3t}; \dots; x_{nt}\}_{t=1}^T$ nas seguintes variáveis $\{u_{1t}; u; u_{3t}; \dots; u_{nt}\}_{t=1}^T$ que expressam a transformação em probabilidades cumulativas marginais e a partir delas estimar os parâmetros associados a função cópula conforme foi apresentado na sub-seção 0. 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.

Além disso, Genest et al. (1995) demonstra que estimações de cópulas denominadas pseudo-verossimilhança, em que se encaixa a estimação por inferência sobre margens, apresentam características assintóticas favoráveis. Os autores demonstram que as estimativas serão consistentes e eficientes (em especial em casos de independência multivariada) e terão distribuição assintótica normal.

Por fim, após a estimação das cópulas, condicionando-as à restrição imposta na equação (43), pode-se assim calcular os valores das taxas de prêmio referentes ao seguro de renda, para diversas regiões (municípios) do estado do Paraná.

3.6.2.2 Estimação da densidade da variável preço

A estimação da densidade dos preços futuros relacionados no trabalho (para os diferentes contratos) estará associada a estimatórias 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 estimatórias 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 seguintes características:

$$K(t) = K(-t) \quad (74)$$

$$\int_{DomK(t)} K(t)dt = 1 \quad (75)$$

$$\int_{DomK(t)} tK(t)dt = 0 \quad (76)$$

$$\int_{DomK(t)} t^2K(t)dt = k_2 \neq 0 \quad (77)$$

Em que o domínio dessa função é definido por $DomK(t)$.

Sabendo-se disso, o estimador Kernel será obtido, de acordo com Silverman (1986), de acordo com a minimização de um conceito mais abrangente de acurácia: os Erros Quadrados Esperados Integrados (MISE – *Mean Integrated Square Error*), que para um estimador qualquer é dado por:

$$MISE_x = E \left\{ \int [\hat{\theta}(x) - \theta]^2 dx \right\} \quad (78)$$

Portanto, para um estimador de densidade $\hat{f}(x)$ qualquer, $MISE_x$ será dado por:

$$\begin{aligned} MISE_x &= E \left\{ \int [\hat{f}(x) - f(x)]^2 dx \right\} = \int E[\hat{f}(x) - f(x)]^2 dx \\ &= \int \{E[\hat{f}(x)] - f(x)\}^2 + Var[\hat{f}(x)] dx \\ &= \int \{E[\hat{f}(x)] - f(x)\}^2 dx + \int Var[\hat{f}(x)] dx \end{aligned} \quad (79)$$

Então, o estimador Kernel de $f(x)$, dado por $\hat{f}(x)$, será definido pela minimização do MISE, sendo:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (80)$$

Em que n é o número de observações, h é o parâmetro de suavização da estimação, e $\frac{X_i - x}{h}$ o componente determinante da distribuição.

Portanto, para a estimação da densidade de probabilidade, o problema restringe-se a escolha do parâmetro de suavização h , 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. Porém, o autor demonstra que a escolha de h assim como da função kernel estão intimamente ligadas.

De acordo com Silverman (1986), a obtenção ótima do parâmetro de suavização pode ser realizada através da minimização dos Erros Quadrados Esperados Integrados em relação a h . Nesse contexto, minimizando o $MISE_x[\hat{f}(x)]$ em h , pode-se obter o h_{ot} , ou seja, o parâmetro de suavização ótimo. Assim sendo:

$$\min_h MISE_x[\hat{f}(x)] \quad (81)$$

Portanto, a condição de primeira ordem (CPO) é dada por:

$$h^3 k_2^2 \int f''(x)^2 dx - \frac{1}{nh^2} \int K(t)^2 dt = 0 \quad (82)$$

E dessa forma, h_{ot} será definido como sendo:

$$h_{ot} = n^{-1/5} k_2^{-2/5} \left[\int K(t)^2 dt \right]^{1/5} \left[\int f''(x)^2 dx \right]^{-1/5} \quad (83)$$

Algumas características devem ser observadas. Ao se obter h_{ot} , nota-se que essa relação ainda depende da função densidade desconhecida, dependente de uma função kernel igualmente desconhecida. Portanto, substituindo h_{ot} na função objetivo, ou seja, em $MISE_x[\hat{f}(x)]$, pode-se obter:

$$\begin{aligned} MISE_x[\hat{f}(x)] & \quad (84) \\ &= \frac{\left\{ n^{-\frac{1}{5}} k_2^{-\frac{2}{5}} \left[\int K(t)^2 dt \right]^{\frac{1}{5}} \left[\int f''(x)^2 dx \right]^{-\frac{1}{5}} \right\}^4}{4} k_2^2 \int f''(x)^2 dx \\ &+ \frac{1}{n \left\{ n^{-\frac{1}{5}} k_2^{-\frac{2}{5}} \left[\int K(t)^2 dt \right]^{\frac{1}{5}} \left[\int f''(x)^2 dx \right]^{-\frac{1}{5}} \right\}} \int K(t)^2 dt \end{aligned}$$

O que resumindo (após algumas manipulações algébricas), obtem-se:

$$\begin{aligned} MISE_x[\hat{f}(x)] &= \frac{5}{4} n^{-\frac{4}{5}} k_2^{\frac{2}{5}} \left[\int K(t)^2 dt \right]^{\frac{4}{5}} \left[\int f''(x)^2 dx \right]^{\frac{1}{5}} \quad (85) \\ &= \frac{5}{4} C(K) \left[\int f''(x)^2 dx \right]^{\frac{1}{5}} n^{-\frac{4}{5}} \end{aligned}$$

Então notar que, sendo $\int f''(x)^2 dx$ constante, o que é preciso para minimizar a função $MISE_x[\hat{f}(x)]$ é que se minimize a função $C(K) = k_2^{\frac{2}{5}} \left[\int K(t)^2 dt \right]^{\frac{4}{5}}$ sujeita as restrições feitas com relação à função $K(t)$. Então, Hodges e Lehmann (1956) mostram que esse problema pode ser resolvido fazendo com que $K(t)$ seja dado por:

$$K_e(t) = \begin{cases} \frac{3}{4\sqrt{5}} \left(1 - \frac{1}{5}t^2\right) & \text{se } -\sqrt{5} \leq t \leq \sqrt{5} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (86)$$

Nesse caso, essa função Kernel é denominada de Kernel de Epanechnikov. Como se trata do Kernel ótimo, todas as demais funções Kernel utilizadas apresentam uma relação de eficiência quando comparadas ao de Epanechnikov.

Kernel	$K(t)$	Eficiência (comparados Epanechnikov)	a
Epanechnikov	$\frac{3}{4\sqrt{5}} \left(1 - \frac{1}{5}t^2\right) \text{ se } -\sqrt{5} \leq t \leq \sqrt{5}$ 0 caso contrário	1	
Bi-ponderado (Biweight)	$\frac{15}{16}(1 - t^2)^2 \text{ se } t < 1$ 0 caso contrário	0,9939	
Triangular	$1 - t \text{ se } t < 1$ 0 caso contrário	0,9859	
Gaussiano	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)$	0,9512	
Retangular	$\frac{1}{2} \text{ se } t < 1$ 0 caso contrário	0,9295	

Quadro 21 – Funções Kernel mais utilizadas e suas relações de eficiência

Fonte: Silverman (1986)

Vale destacar que, segundo Silverman (1986), a escolha que se mostrou melhor e mais adequada aos diversos trabalhos por ele analisado, assim como pela experiência acadêmica foi de que o parâmetro de suavização é realmente dado pela “inspeção visual”, assim como a escolha da função kernel. E ainda, o estimador de $f(x)$ apresenta todas as propriedades estatísticas desejadas, tem distribuição assintótica normal, assim como se trata de uma estimativa eficiente.

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.

Dessa forma, para séries econômicas que exibem períodos de grande volatilidade seguidos de períodos de relativa calma, assumir uma variância constante não é apropriado, tendo como alternativa modelar a variância condicional da série (ENDERS, 2010). Os modelos ARCH (auto-regressivos com heteroscedasticidade condicional) têm como idéia básica supor que os retornos de uma série de dados não são correlacionados serialmente, mas a variância condicional depende de retornos passados por meio de uma função quadrática (MORETTIN; TOLOI, 2004). Formalmente, o modelo ARCH (r), como apresentado por Engle (1982), é definido por:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (87)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (88)$$

Em que ε_t é o erro estocástico da regressão; v_t a sequência de variáveis *i.i.d* com média zero e variância um; e $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_i < 1$.

A generalização dos modelos ARCH, introduzida por Bollerslev (1986), é chamada GARCH, que basicamente permite determinar a variância condicional como um processo ARMA (ENDERS, 2010). Segundo Morettin e Toloi (2004), o GARCH pode ser usado para descrever a variância condicional com menos parâmetros que um ARCH. Formalmente um modelo GARCH (s,r) é definido por:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad (89)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} = \alpha_0 + A(L) \varepsilon_t^2 + B(L) h_t \quad (90)$$

Em que $A(L)$ e $B(L)$ são as funções geradoras de lags; $s \geq 0$, $r > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ e $\beta_i \geq 0$.

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 $\hat{y}_t$, de acordo com a equação

$$\tilde{y}_t = \hat{y}_T \left(1 + \frac{e_t}{\hat{y}_t} \right) \quad (91)$$

3.6.2.3 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).

Outros três pontos devem ser discutidos com relação à estimação da densidade da variável produtividade, e a conseqüente utilização na estimação da função cópula.

O primeiro desses pontos refere-se à correção da série em decorrência da presença de componentes de tendência, componente cíclico e de heteroscedasticidade dos dados. A forma de corrigir os dados, de acordo com Ozaki (2005) irá permitir uma melhor comparação entre os períodos de produção agrícola. O motivo disso, segundo o autor é que “[...] a incorporação de novas tecnologias e métodos mais adequados de manejo permitiram ao produtor elevar sua produtividade com o passar do tempo. Assim, a produtividade observada em meados de 1980 não pode ser comparada com a produtividade em 2004 [...]. Para que tais produtividades sejam comparáveis é preciso que a componente de tendência e sazonalidade [no caso das séries anuais, sem ciclos] seja retirada da série e assim trabalhar com a série sem tendência e desazonalizada [sem ciclos]”. (OZAKI, 2005, p. 237). Como a série de produtividades utilizadas nesse trabalho apresenta 29 observações, é possível identificar e corrigir o componente cíclico do problema, assim como o da tendência. A correção da série será feita através da eliminação da tendência de forma determinística, assim como do componente cíclico.

O segundo ponto refere-se à transformação da série de forma a corrigi-la. Utiliza-se a mesma abordagem feita aos preços. Ou seja, a série corrigida segue a transformação sugerida na equação (91).

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.

3.7 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.

3.7.1 Distribuição marginal 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.

Preço futuro com vencimento em janeiro							
Série em Nível	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,3228	0,3877	0,4026	0,5288	0,0566	14,066%	
Série Corrigida	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,4842	0,5023	0,5023	0,5275	0,0055	1,098%	
Preço futuro com vencimento em março							
Série em Nível	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,2957	0,3767	0,3850	0,5255	0,0547	14,219%	
Série Corrigida	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,4509	0,4911	0,4916	0,6128	0,0055	1,122%	
Preço futuro com vencimento em maio							
Série em Nível	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,2960	0,3717	0,3751	0,4938	0,0547	14,594%	
Série Corrigida	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação	
	0,4412	0,4727	0,4728	0,5117	0,0078	1,641%	

Quadro 22 – Estatística descritiva dos dados de preços futuro de milho

Fonte: Resultado da pesquisa.

A série de preços futuros com vencimento em janeiro apresenta indícios de raiz unitária, conforme pode ser observado pelo resultado observado nos testes de raiz unitária apresentado no Quadro 23. Vale destacar que a hipótese nula nos testes de Dickey – Fuller Aumentado (ADF) e no de Phillips-Perron (PP) é o de que existe raiz unitária, enquanto que o de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) é justamente o contrário. Isso permitiu trabalhar a série em sua primeira diferença, o que a torna estacionária. Vale destacar que nenhuma transformação (como a logarítmica) foi adotada na série.

Série	Teste de Dickey – Fuller Aumentado (ADF)	Teste de Phillips- Perron (PP)	Teste de Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
Em Nível	-1,5392	-2,7748	3,5667*
Retornos	-7,0998*	-338,8016*	0,4858

Quadro 23 – Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em Janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

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, apresentado no Quadro 24, uma vez que os resíduos ao quadrado apresentaram relação de dependência entre si.

Quadro 24 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado – Janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

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).

Os resultados dessa estimativa estão apresentados no Quadro 25.

Modelo Estimado	Parâmetros Estimados
AR(1)-GARCH(1,1)	
Parâmetros	
ϕ_1	0,1367* (0,050849)
α_0	0,00163 (0,001031)
α_1	0,0743* (0,023602)
β_1	0,9050* (0,029644)

Quadro 25 – Estimativa do modelo AR(1)-GARCH(1,1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em janeiro

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

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 estão apresentadas as séries em nível e a série corrigida através do modelo.

Quadro 26 – Série de preços futuros (em R\$/saca) e corrigidos (R\$/kg) de milho com vencimento em janeiro

Fonte: Resultado da pesquisa.

A seguir serão apresentados os resultados da análise feita para o caso dos preços futuros de milho negociados com vencimento em março. Observa-se que de acordo com os testes ADF, PP e KPSS, existem evidências de que a série é não estacionária em nível. Vale destacar que o teste KPSS apresenta uma maior robustez do que os outros dois, de acordo com Enders (2010).

Série	Teste de Dickey – Fuller Aumentado (ADF)	Teste de Phillips- Perron (PP)	Teste de Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
Em Nível	-2,015	-6,4751*	3,4898*
Retornos	-7,8635*	-542,7042*	0,2703

Quadro 27 - Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

Portanto, 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. Como pode ser observado pelo Quadro 28 rejeita-se a hipótese nula de que os resíduos ao quadrado apresentam algum tipo de relação, em até 10 lags. Isso permite afirmar que para a série de preços futuros de milho com vencimento em março, o modelo que melhor se ajusta é o AR(1) com a série em diferença.

Quadro 28 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado – março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dessa maneira, o modelo mais adequado foi estimado e o resultado é apresentado no Quadro 29. Embora o resultado da estimação não forneça informações muito relevantes, o que se destacou foi o resultado da correção da série, ou seja, o uso dos resíduos da estimação como variável a ser utilizada para estimação da densidade.

Modelo Estimado	Parâmetro Estimado
AR(1)	
Parâmetros	
ϕ_1	0,0846** (0,0417)

Quadro 29 – Estimativa do modelo AR(1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em março

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

O resultado observado foi uma série estacionária, o que era de se esperar, no entanto, apresentando 3 “outliers”, presentes no início da série e ao final. Esses “outliers” ocorreram em dias atípicos no mercado futuro de milho, sem um motivo aparente. Nesses dias, o que se

observou foi a retomada de negociação dos contratos referentes ao ano seguinte, após o vencimento do contato do ano corrente (nos caso, correspondem aos contratos com vencimento em março de 2010 e março de 2011). O que se destaca nesses contratos foram os baixos volumes de negociação e os altos preços de ajuste. No ano de 2009, após o vencimento do contrato futuro de milho com vencimento em março de 2009, na retomada de negociação com contratos com vencimento em março de 2010 foram observados somente 82 contratos em aberto, e preços negociados em torno de R\$ 26,00. No vencimento do contrato de milho de março de 2009, os preços negociados giravam em torno de R\$ 21,00, e havia 161 contratos em aberto. Essa mesma situação ocorre para o contrato de março de 2011. Vale destacar que esse comportamento não foi observado para o contrato de março de 2012.

Quadro 30 - Série de preços futuros (em R\$/saca) e corrigidos (R\$/kg) de milho com vencimento em março

Fonte: Resultado da pesquisa.

Finalmente, com relação à série de preços futuros com vencimento em maio, o que se observa é que, semelhantemente à série de preços com vencimento em janeiro e março, os testes referentes a presença de raiz unitária mostram que a série será estacionária em sua primeira diferença.

Série	Teste de Dickey – Fuller Aumentado (ADF)	Teste de Phillips-Perron (PP)	Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
Em Nível	-0,9461	-4,3666	3,238*
Retornos	-8.0584*	-646.1965*	0.5298

Quadro 31 - Testes de raiz unitária para a série de preços futuros de milho com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

^a Os valores críticos para as estatísticas de ADF e PP para 1%, 5% e 10% são, respectivamente -3,96; -3,41 e; -3,12, segundo Hamilton (1994).

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

Porém, através da análise da primeira diferença por meio das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, pode-se observar que a primeira diferença, além de estacionária, trata-se de um ruído branco. Ou seja, não há necessidade de ser modelada por um modelo do tipo ARMA(p,q) já com a série em diferença.

No entanto, conforme pode ser observado no Quadro 32, o teste de Ljung-Box para o quadrado da série na primeira diferença indica dependência entre as observações, o que permite afirmar que existem problemas associados à variância condicional, exigindo que se corrija o modelo de acordo com modelos do tipo GARCH(r,s).

Quadro 32 – Teste de Ljung-Box para resíduos ao quadrado - maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

Portanto, por meio da função de autocorrelação e autocorrelação parcial do quadrado da série de preços com vencimento em maio na primeira diferença, obteve-se o modelo que mais se ajustava ao problema, sendo ele um GARCH(1,1), conforme sugestão de Enders (2010). A estimativa do modelo é apresentada no Quadro 33.

Modelo Estimado	Parâmetros Estimados
AR(1)-GARCH(1,1)	
Parâmetros	
α_0	0,01066*(0,002668)
α_1	0,14505*(0,042247)
β_1	0,74360*(0,046763)

Quadro 33 – Estimativa do modelo GARCH(1,1) para a série de preços futuros de milho com vencimento em maio

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5% .

***Significativo a 10%.

O resultado direto da correção do modelo é apresentado no Quadro 34. Observa-se novamente, um caso atípico na série corrigida. Trata-se do mesmo problema observado na série de preços com vencimento em março. Existe a presença de *outliers* na série corrigida. No entanto, tanto naquela série quanto nessa, a presença desses pontos atípicos serão desconsiderados. No entanto, se fossem considerados, os problemas surgiriam se esses casos ocorressem quando se trabalha com modificações da série como aquelas feitas por Tejeda e Goodwin (2008).

Na transformação feita pelos autores, toma-se uma média móvel de um mês para os preços do contrato. Se surgissem problemas relativos à *outliers*, quando se trata de média móvel, a transmissão do efeito seria feita para toda a amplitude da média móvel que tivesse como componente essa observação atípica. Se a amplitude fosse 30 dias, e a média móvel fosse do tipo simples, essa observação afetaria 30 observações, já que iria compor a média móvel durante 30 ocorrências.

Quadro 34 - Série de preços futuros (em R\$/saca) e corrigidos (R\$/kg) de milho com vencimento em maio

Fonte: Resultado 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.

Tomando a série de preços futuros do contrato de milho com vencimento em janeiro como exemplo inicial, observou-se um caso de bi-modalidade. Nessa situação, se fosse assumida quaisquer densidades paramétricas, esse comportamento não poderia ser analisado de forma correta. Em relação ainda a distribuição de probabilidade da série de preços com vencimento em janeiro, observa-se uma assimetria em sua distribuição, acumulando-se a esquerda da distribuição. Esse comportamento caracteriza dois momentos distintos da série: o início da série é caracterizado pela manutenção dos preços a um determinado nível, no entanto, ao longo do ano de 2009 e 2010, observou-se um aumento, e manutenção desses níveis. Essa característica de elevação dos preços de *commodities* já havia sido identificada por autores como Diaz-Caneja et al. (2009), em que preços mundiais de *commodities* apresentam crescimento. Isso permitiu em um momento a acumulação das observações ao lado esquerdo, e a medida que ocorreram as elevações, o surgimento da bi-modalidade. Com relação às outras duas séries de preços, as com vencimento em março e em maio, observa-se ainda mais multi-modalidades, no entanto, isso não garantiu, como no caso da série de preços com vencimento em janeiro, uma grande dispersão das observações, assim como assimetrias. No caso dessas duas séries, as observações concentram-se entre os valores de R\$ 20,00 a R\$ 25,00.

Agora com relação às séries corrigidas, elas estão expressas na forma de ajustes, ou seja, a diferença entre os preços de ajuste de um dia para o outro de negociação. Como a série originalmente foi diferenciada, o que transformou a série em ajustes diários, isso não impede a análise por parte de um contrato de seguro de renda, pois da mesma forma que se estabelece um preço garantido, a diferença entre o preço garantido e o preço ocorrido será o ajuste.

Assim sendo, observa-se que as séries corrigidas são marcadas por uma distribuição bem mais simétrica que a dos preços não corrigidos, assim como uma única moda. Porém, uma característica das distribuições estimadas impede que distribuições paramétricas sejam ajustadas às observações. Diz respeito à característica leptocúrtica das distribuições.

Quadro 35 – Densidades estimadas para preços em nível e preços corrigidos para contratos futuros de milho com vencimento em janeiro, março e abril

Fonte: Resultados da pesquisa.

Distribuições paramétricas em geral não conseguem captar o componente leptocúrtico nas distribuições, enquanto que distribuições não-paramétricas conseguem captar muito bem esse problema.

Depois de corrigidos, os ajustes (independentemente dos contratos) devem realmente centrar-se em torno de zero. O mercado de derivativos não faria sentido se os ajustes fossem centrados em, por exemplo, R\$ 2,00 do início ao fim do contrato. Faz sentido serem centrados em torno de zero, e manter uma grande quantidade de observações em no máximo um desvio padrão.

3.7.2 Distribuição marginal 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.

Produtividade em Sarandi							
Simulação para os preços em janeiro	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	2279	4738	4646	5558	569,292	12,253%	
Simulação para os preços em março	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	2314	4709	4614	5570	553,429	11,995%	
Simulação para os preços em maio	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	1587	4722	4625	5669	606,376	13,111%	
Produtividade em Pirai do Sul							
Simulação para os preços em janeiro	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	4555	9214	8837	10730	1461,155	16,535%	
Simulação para os preços em março	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	1890	9220	8828	10750	1508,464	17,087%	
Simulação para os preços em maio	Mínimo	Mediana	Média	Máximo	Desvio Padrão	Coeficiente Variação	de
	2844	9236	8816	10700	1490,294	16,904%	

Quadro 36 – Estatística descritiva das produtividades corrigidas (em kg/ha) nos municípios paranaenses de Sarandi e Pirai do Sul

Fonte: Resultado da pesquisa.

Os resultados obtidos pela estimação dos parâmetros relativos à distribuição de probabilidade beta do município de Sarandi/PR mostraram-se significativos e estão apresentados no Quadro 37. 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. Vale destacar dois elementos interessantes da obtenção dessas estimativas. A primeira delas é que foi necessário descartar a última observação da série. Seja por problemas referentes a erros de medidas no campo, ou por outros motivos (problemas na fonte das observações, por exemplo), essa observação caracterizou-se por ser um *outlier*. Tradicionalmente a produtividade (em kg/ha) nesse município variou entre 2.000 kg/ha a no máximo 4.000-5.000 kg/ha no ano safra. Conforme pode ser observado no Quadro 38, no ano safra de 2009, a produtividade nessa região atingiu um valor acima de 8.000 kg/ha, o que é uma diferença muito grande em ganhos produtivos para ser considerado na análise.

O segundo elemento interessante diz respeito à capacidade da função distribuição beta em se ajustar de forma eficiente à distribuição real da produtividade, inicialmente, em Sarandi/PR. Isso pode ser observado através do Quadro 38.

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)

Quadro 37 – Resultado da estimação dos parâmetros da distribuição Beta para a produtividade em Sarandi/PR

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

Embora não seja o mais indicado, mas somente como base para comparações e visualização, observa-se em (b) no Quadro 38 o ajuste não paramétrico das observações reais (em preto) e o ajuste não paramétrico das observações simuladas a partir da distribuição beta baseada nas estimativas dos parâmetros descritos em Quadro 37 (1000 observações simuladas). As

observações simuladas se ajustam bem aos reais valores, em termos da distribuição de probabilidades.

Tendo em vista esse resultado é que se utilizarão a distribuição beta estimada na obtenção das cópulas, fazendo-se uso dos resultados não paramétricos referentes aos preços. Vale lembrar que como se trata de estimação de cópulas baseado no método de inferência sobre margens, uma vez obtidas às probabilidades cumulativas marginais, é que será possível estimar a cópula referente à determinação da dependência entre as variáveis.

Quadro 38 – Série em nível (antes da correção) e a densidade estimada para a produtividade em Sarandi/PR

Fonte: Resultado da pesquisa.

Já com relação às estimativas referentes ao município de Pirai do Sul/PR, observa-se que as estimativas, semelhantemente ao caso de Sarandi/PR, são significativas a 1%, como pode ser observado no Quadro 39. Além disso, de acordo com o Quadro 40 observa-se que as observações simuladas (1000 observações simuladas) a partir da distribuição Beta estimada se ajustam de forma bem interessante aos reais observações (já corrigidas).

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 39 – Resultado da estimação dos parâmetros da distribuição Beta para a produtividade em Pirai do Sul/PR

Fonte: Resultado da pesquisa.

Obs.: Erros padrões em parênteses.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

No caso do município de Pirai do Sul/PR, observa-se um bom ajuste da série simulada em relação a série real (corrigidas) no que se refere a distribuição de probabilidade. Esse ajuste pode ser observado em (b) no quadro Quadro 40.

Vale destacar alguns pontos dessas duas séries. A primeira delas é a de que a produtividade média atingida pela região de Sarandi/PR, embora alta, é inferior a média observada na região de Pirai do Sul/PR. No entanto, em relação às variações na produtividade, mensuradas através do coeficiente de variação, ou observados através dos Quadro 38 e Quadro 40, nota-se uma menor variação da produtividade em Sarandi/PR quando comparada à região de Pirai do Sul/PR. Portanto, a região de Sarandi caracteriza-se por menores retornos em termos de produtividade, associados à menores variações (menor coeficiente de variação), enquanto que a região de Pirai do Sul apresentará maiores retornos produtivos e maiores riscos (medido em coeficiente de variação).

Quadro 40 - Série em nível (antes da correção) e a densidade estimada para a produtividade em Pirai do Sul/PR

Fonte: Resultado da pesquisa.

3.7.3 Estimação 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 descrita na seção 0 e 0. 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.

Através do Quadro 41 é possível observar as dispersões das probabilidades cumulativas dos preços futuros de milho (em nível e corrigidos) nos três vencimentos e da produtividade em Sarandi.

Quadro 41 – Gráficos de dispersão para probabilidades cumulativas referentes à produtividade em Sarandi/PR e aos preços futuros corrigidos e não corrigidos para os vencimentos em janeiro, março e maio

Fonte: Resultado da pesquisa

Através dos gráficos de dispersão (a), (c) e (e) no Quadro 41 observa-se uma relação inversa entre as probabilidades cumulativas marginais (ou seja, entre as variáveis). Tomando como exemplo o primeiro caso representado em (a), cujo gráfico apresenta a dispersão das probabilidades cumulativas marginais da produtividade em Sarandi/PR e os preços futuros de milho com vencimento em janeiro, pode-se observar inicialmente uma relação inversa entre essas probabilidades. Esse gráfico de dispersão permite uma primeira análise sobre o comportamento que essas determinadas variáveis deverão apresentar quando sua dependência for analisada através de uma cópula. Os parâmetros estimados pelas cópulas associadas a essas relações deverão indicar que as probabilidades conjuntas marginais deverão se relacionar de forma inversamente proporcional a fim de obter a distribuição conjunta.

Nota-se que para o caso da produtividade em Sarandi/PR, há indícios de que a probabilidade cumulativa marginal de sua produtividade é inversamente proporcional aos preços futuros, em todos os vencimentos. No entanto o resultado não pode ser generalizado para quando esses mesmos preços são corrigidos.

Pode-se observar por (b), (d) e (f) os gráficos de dispersão entre as probabilidades cumulativas marginais da produtividade em Sarandi/PR e as probabilidades cumulativas marginais dos preços futuros de milho com vencimento em janeiro, março e maio, respectivamente. Enquanto que, utilizando a série não corrigida, é mais visível a relação inversa entre probabilidades de produtividade e preços, nos gráficos utilizando a série de preços corrigida essa relação não é tão nítida, em especial o caso observado em (f), cujo preço corrigido é o preço futuro de milho com vencimento em maio. No caso dessa série corrigida, além de não ser nítida a relação entre produtividades e preços, não há grande variabilidade entre os preços, havendo períodos (observações) sem que haja variações (essa é uma consequência da pouca variabilidade observada na série após a correção).

Utilizando agora a série de produtividades médias em Pirai do Sul/PR, observa-se um comportamento semelhante ao caso de Sarandi/PR, no que se refere à relação entre as probabilidades cumulativas marginais entre produtividades e preços (não corrigidos), embora não da mesma forma. No caso das produtividades em Pirai do Sul e preços não corrigidos, a dispersão das probabilidades sempre se acumula nas extremidades, ou seja, altas/baixas probabilidades cumulativas marginais de produtividade pareiam-se com baixas/altas probabilidades dos preços.

Enquanto isso, níveis intermediários de probabilidades apresentam poucos eventos. Esse comportamento é bem semelhante para as três séries de preços futuros.

Já com relação à dispersão gráfica das probabilidades cumulativas marginais da produtividade em Pirai do Sul/PR e os preços corrigidos, observa-se o mesmo comportamento dado no caso da produtividade em Sarandi/PR. Com a correção da série, os preços podem perder algumas informações no que diz respeito ao comportamento de mercado, e dessa forma a relação com a produtividade não poderá ser tão nítida do que se comparada à série não corrigida.

Quadro 42 – Gráficos de dispersão para probabilidades cumulativas referentes à produtividade em Pirai do Sul/PR e aos preços futuros corrigidos e não corrigidos para os vencimentos em janeiro, março e maio

Fonte: Resultado da pesquisa.

Ainda com relação ao comportamento da dispersão das probabilidades cumulativas marginais entre a produtividade em Pirai do Sul/PR e os preços corrigidos, podem-se observar dois eventos. O primeiro deles diz respeito a uma característica da dispersão das observações,

quando preços são corrigidos. Trata-se de um pequeno acúmulo de observações em um dos extremos do gráfico. Como pode se observar em (b), e mais claramente em (d), há acúmulo de observações quando há baixas probabilidades cumulativas marginais de produtividade, enquanto isso, altas probabilidades de preços (corrigidos nesse caso). O segundo evento observado é aquele mesmo encontrado no caso das produtividades de Sarandi e os preços futuros corrigidos com vencimento em maio. Observa-se uma breve ausência de observações, em decorrência da variabilidade das observações.

Assim sendo, buscou-se inicialmente verificar a presença de independência entre as variáveis produtividade e preço futuro. Para isso utilizou-se o Teste de Independência baseado na Estatística de Cramer-von Mises. O resultado dessa estatística está apresentado no Quadro 43 para as relações entre os preços futuros com vencimento em janeiro, março e maio e para a produtividade em Sarandi/PR. Como pode ser observada, em todos os três casos iniciais, a estatística indica presença de dependência entre as variáveis, o que permite assim a imposição de uma forma de dependência entre elas. Essa forma de dependência será imposta através de uma função cópula.

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 Tejeda e Goodwin (2008). Embora esses autores tenham utilizado somente a cópula Frank, Gaussianas e t, foi incorporado nesse trabalho a análise da cópula Clayton, por se tratar de outra cópula arquimediana relevante.

Relações entre preços futuros com vencimento em janeiro e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises para independência)		
	0,999*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,1836813**	0,6131391*
	Frank	-3,407525*	0,03826845**
	Gaussiana (normal)	-0,495048*	0,03847162**
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,4948806*	0,03963867*
Relações entre preços futuros com vencimento em março e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	0,830*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,1679939	0,4062316*
	Frank	-2,380086*	0,06520857*
	Gaussiana (normal)	-0,3767149*	0,06545558*
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,368296*	0,06906754*
Relações entre preços futuros com vencimento em maio e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	1,096*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,1565007	0,6248802*
	Frank	-2,783991*	0,1050766*
	Gaussiana (normal)	-0,4278126**	0,102936*
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,4207827**	0,1072604*

Quadro 44 – 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 preços futuros de milho com vencimento em janeiro, março e maio

Fonte: Resultado da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

***Significativo a 10%.

No que diz respeito à estimativa dos parâmetros, tomando-se inicialmente aqueles estimados baseados na relação entre a produtividade em Sarandi e os preços futuros com vencimento em janeiro, março e maio, observa-se que, de forma geral, os parâmetros estimados para as quatro cópulas estimadas são significativos⁶¹. Outra característica interessante desse resultado é que os parâmetros estimados coincidiram (pelo menos com relação às cópulas Frank, Gaussiana e t) com as estimativas obtidas no trabalho de Tejeda e Goodwin (2008). No que se refere à utilização da cópula Clayton para expressar a relação entre a produtividade e os preços, observou-se que nos casos de preços com vencimento em março e maio, o parâmetro estimado não foi significativo.

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. Observa-se que em cada um dos casos, a estatística é significativa, indicando 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 consequentemente resulta 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. Mas de acordo com esses mesmos autores, há a necessidade de uma análise matemática não-trivial para garantir resultados relevantes para a determinação da distribuição assintótica desses testes, exigindo por exemplo a convergência de algoritmos de *bootstrap* utilizados nesses teste e que se não forem atingidos podem resultar em problemas no teste.

Portanto, para a escolha da cópula que melhor representa a combinação entre as variáveis, optou-se por aquela que inicialmente apresente a estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo não significativa, e se mesmo assim, uma ou mais apresentarem a mesma inferência com relação ao ajuste do modelo, opta-se por aquela que apresentar o parâmetro mais significativo. E

⁶¹ Para as formas funcionais das funções cópulas utilizadas nesse trabalho, consultar Nelsen (2006) e Cherubini, Vecchiato e Luciano (2004).

como, no caso particular dos modelos que relacionam a produtividade em Sarandi/PR e os preços futuros nos três vencimentos, os parâmetros significativos também terão o mesmo nível de significância, opta-se por aquele que apresentar uma maior facilidade de aplicação. O exemplo para esse caso é o modelo que busca estabelecer relações entre preços futuros com vencimento em janeiro e produtividade em Sarandi. Nesses modelos observa-se que o teste de ajuste do modelo serão todos significativos, não indicando um modelo ótimo para expressar a relação entre essas variáveis. Por esse motivo, observam-se os parâmetros estimados. Nota-se que os parâmetros mais significativos são aqueles pertencentes às cópulas Frank e Gaussiana. Dada a facilidade de obtenção e cálculo da cópula Frank, optou-se por ela para determinar a relação entre as variáveis e o cálculo das probabilidades conjuntas.

Portanto, para as seguintes análises, as cópulas utilizadas para o cálculo das taxas de prêmio, apresentadas na próxima subseção, são aquelas que estão em negrito.

Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises para independência)		
	0,04903629***		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,04754474	0,02725717
	Frank	-0,4762622*	0,02470408
	Gaussiana (normal)	-0,08421681***	0,02477204
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,08022811***	0,02616817
Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em março e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	0,05729846**		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,04438799	0,03157498
	Frank	-0,447553*	0,02770114
	Gaussiana (normal)	-0,07656358**	0,02665756
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,07677035***	0,02903073**
Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em maio e produtividade em Sarandi	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	0,02976741		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,03445576	0,0232857
	Frank	-0,3036441**	0,02392052
	Gaussiana (normal)	-0,04307448***	0,02298556
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,04675224***	0,0255416

Quadro 45 – 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 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%.

O cenário se altera consideravelmente quando se analisa as relações propostas entre preços futuros corrigidos e a produtividade, inicialmente de Sarandi (Quadro 46). Observa-se, conforme já foram apresentados no Quadro 41, itens (b), (d) e (f), uma dificuldade de se identificar um padrão de comportamento entre os preços e a produtividade em Sarandi. A consequência disso é que os Testes de Independência tem suas estatísticas menos significativas que as apresentadas quando as séries de preços são não corrigidas. Porém, ainda são significativas (com exceção da relação entre a produtividade em Sarandi e os preços futuros corrigidos com vencimento em maio). Outro 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 o gráfico de dispersão permite 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.

Relações entre preços futuros com vencimento em janeiro e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises para independência)		
	1,645059*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,2825363***	1,209231*
	Frank	-2,778794*	1,337253*
	Gaussiana (normal)	-0,4295745***	1,309495*
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,4285358**	1,295163*
Relações entre preços futuros com vencimento em março e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	1,804308*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,2653379	1,24353*
	Frank	-2,513979***	1,308035*
	Gaussiana (normal)	-0,4249027*	1,272904*
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,4094573**	1,235373*
Relações entre preços futuros com vencimento em maio e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	1,937718*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,2466025***	1,63814*
	Frank	-2,469463***	1,754786*
	Gaussiana (normal)	-0,3978348*	1,702884*
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,3924791*	1,666276*

Quadro 47 – Teste de Independência, estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste do modelo para as relações de dependência entre produtividade em Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro, março e maio

Fonte: Resultado da pesquisa.

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5% .

***Significativo a 10%.

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 (Quadro 47) e corrigidos (Quadro 48) 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. No entanto, optou-se por aquelas cópulas que apresentassem parâmetros estimados estatisticamente mais significativos. O interessante é que no caso da região de Pirai do Sul, a utilização dessa forma de escolha indicou a cópula gaussiana como uma forma de expressar a relação entre as produtividades e os preços futuros (não corrigidos) com vencimento em março e maio.

Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises para independência)		
	0,05607286***		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,008606123***	0,04803919***
	Frank	-0,4423132*	0,02833797
	Gaussiana (normal)	-0,04880791**	0,03309303***
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,06103812**	0,03199583***
Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em março e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	0,123105*		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,0872894**	0,04696816***
	Frank	-0,8005361**	0,02963602***
	Gaussiana (normal)	-0,1262977**	0,03158128***
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,1317501**	0,02837386
Relações entre preços futuros corrigidos com vencimento em maio e produtividade em Pirai do Sul	Teste de Independência (Estatística de Cramer-von Mises)		
	0,06501983**		
	Copula	Parâmetro Estimado	Teste de Ajuste do Modelo (Estatística de Cramer-von Mises para ajuste do modelo)
	Clayton	-0,08299526**	0,03653823
	Frank	-0,4947823***	0,04196253*
	Gaussiana (normal)	-0,07204156**	0,04067307**
	t (com 10 graus de liberdade)	-0,07848961**	0,03897419**

Quadro 48 – Teste de Independência, estimativa dos parâmetros das cópulas e testes de ajuste do modelo para as relações de dependência entre produtividade em 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%.

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.

3.7.4 Obtenção das taxas de prêmio

As taxas de prêmio, calculadas a partir de (43), 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 e suas correções. 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 as médias das variáveis preço e produtividade, assim como baseadas nos níveis de cobertura sob os 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, em especial nos casos das séries de preços corrigidas, 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.

Um exemplo de como deve ser interpretado essas taxas é dado a seguir. Toma-se o Quadro 51 como referência, com um produtor localizado em Sarandi/PR, e que tem previsão de colheita de sua safra de milho para o mês de janeiro. Tendo em vista isso, ele buscará proteger-se através de uma nova ferramenta de gerenciamento de risco oferecida pelas seguradoras: o seguro de renda. Baseado nisso, a seguradora oferta uma apólice desse modelo de seguro baseada na produtividade média em Sarandi, sendo 4.646 kg/ha, e o preço futuro médio do milho com vencimento em janeiro, ou seja, R\$ 0,4026/kg ou R\$ 24,15/saca. Sendo assim, o produtor buscará garantir pelo menos a renda necessária para sustentar sua família e sua atividade para o próximo

ano safra. Para atingir esse objetivo, ele pressupõe que, tomando como referência os valores propostos pela apólice, o nível de cobertura da produtividade deverá ser de 80% ($4.646 \text{ kg/ha} \times 0,80 = 3.716,8 \text{ kg/ha}$), enquanto que dos preços deverão ser de 90% ($R\$0.4026/\text{kg} \times 0,90 = R\$0.3623/\text{kg}$), o que lhe fornecerá uma receita garantida de R\$ 1.346,74/ha. É sob essa receita garantida que incidirá a taxa de prêmio, ou seja, para esses respectivos níveis de cobertura de preços e produtividades, o prêmio será de 4,94% (Quadro 51), portanto, o produtor deverá pagar por essa apólice de seguro um montante de $R\$ 1.346,74/\text{ha} \times 0,0494 = R\$ 66,52/\text{ha}$.

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.

3.7.4.1 Taxas de prêmio: Sarandi e Pirai do Sul

Nos Quadro 51 ao Quadro 54 estão apresentadas as taxas de prêmio para os municípios de Sarandi e Pirai do Sul, respectivamente, com relação ao preço futuro 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 (43) 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.

3.7.4.2 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 51, Quadro 52 e Quadro 53. 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, menores serão as taxas de prêmio. Esse resultado também ocorre para a região de Pirai do Sul, assim como para os preços corrigidos e para o valor máximo como referência de cálculo da taxa de prêmio. 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 90%, tanto de produtividade em Sarandi, assim como de preços com vencimento em janeiro, março e maio. Para esse caso, observa-se que o prêmio pago por um produtor interessado nesse seguro deverá ser de 10,37%, 4,98% e 3,36%, respectivamente, para cada um dos períodos de vencimento.

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 nos meses de março e abril. E para esse tipo de colheita, os preços futuros de referência são aqueles com vencimento nos meses de março e maio (em que para a colheita em abril utiliza-se geralmente o contrato futuro com o vencimento mais próximo, que é o de maio). 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. Esse é um dos motivos que levam as taxas de prêmio em março e maio ser menores 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 maiores taxas de prêmio. Assim seja, um produtor rural de milho, na região de Sarandi, ainda planejando o plantio de sua cultura, busca se informar sobre os modelos de seguro, e lhe ofertam um seguro de renda. Com isso, o produtor irá analisar as diversas possibilidades de níveis de cobertura e de períodos de vencimento (o que

implicaria diferentes períodos de plantio e colheita), e isso permitirá decidir sobre como deverá proceder com relação a sua cultura, e conseqüentemente, manutenção de sua renda ou fluxo de caixa.

3.7.4.3 Taxas de prêmio: séries de preço corrigidas

Conforme foi proposto na metodologia do trabalho, optou-se por tratar as séries de preços (nos diferentes vencimentos) em nível, assim como corrigidas no que se refere a problemas autoregressivos ou de médias móveis, tendência e heteroscedasticidade condicional. Tendo em vista isso, calcularam-se as taxas de prêmio baseadas nos diferentes níveis de cobertura para essas séries corrigidas e não corrigidas. No entanto, ao corrigir as séries, o que se observou foi uma menor variabilidade das observações obtidas após a correção. Conforme pode ser observado no Quadro 49, após a correção, há uma menor variabilidade das observações, impedindo que, se utilizando a média como referência para os cálculos das taxas de prêmio, haja um grande número de níveis de cobertura. Tomando-se, por exemplo, o Quadro 57 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em janeiro, não há uma grande variabilidade das observações relacionadas aos preços futuros de milho com vencimento em janeiro. Nesse exemplo, a máxima variação obtida nos preços corrigidos, baseado na média, é um nível de cobertura de 2% (de 98% a 100%, ou baseado no Quadro 22, uma variação de no máximo 3,603%, ou seja, a diferença percentual observada entre o valor menor da série corrigida e a média).

Uma sugestão para elevar os níveis de cobertura para a série corrigida (e que também fora aplicada na série não corrigida) é alterar a referência do cálculo das taxas de prêmio. Nesse caso, utilizou-se o valor máximo como referência (os níveis de cobertura deverão ser referenciados em relação aos valores máximos observados nas séries). Com isso permitiu-se uma maior quantidade de níveis de cobertura, contribuindo assim para maiores variações das taxas de prêmio.

Com exceção das taxas de prêmio calculadas para os preços futuros com vencimento em janeiro, que apresentaram valores muito elevados a partir do nível de cobertura de 90% (Quadro 63), as taxas pertencentes aos preços futuros com vencimento em março e maio permitem uma comparação entre os resultados obtidos para as séries corrigidas e não corrigidas. Observando-se o Quadro 64 e o Quadro 70, verifica-se que ambos revelam as taxas de prêmio para um seguro de

renda atrelado ao município de Sarandi e para os preços futuros de milho com vencimento em março não corrigido e corrigido, respectivamente. É possível observar que as taxas propriamente ditas para as séries não corrigidas são superiores as taxas observadas pelas séries corrigidas. Não somente os valores das taxas, mas também o valor monetário referente a esse percentual sobre a renda garantida (que será obtida pelo produto dos preços garantidos – nível de cobertura vezes o nível de referência, ou seja, o valor máximo da série – pelas produtividades garantidas – produto do nível de cobertura da produtividade vezes o nível de referência).

Vale fazer a ressalva de que a mudança da base de referência da média amostral para o valor máximo amostral não altera os resultados da análise. Somente eleva o número de níveis de cobertura. O Quadro 52 e o Quadro 63 mostram as taxas de prêmio para a região de Sarandi e preços futuros de milho com vencimento em março, utilizando respectivamente, a média e o valor máximo amostral. No caso da utilização da média amostral como referência para o cálculo das taxas, para esse exemplo, observa-se que um nível de cobertura de 100% do preço futuro médio com vencimento em março (ou seja, um preço garantido de R\$ 0,4026/kg), assim como um nível de cobertura de 86% sob a produtividade média nessa região (ou seja, uma produtividade garantida de 3.995,56 kg/ha) irá garantir ao produtor rural uma receita garantida de R\$ 1.608,61/ha. Para esse nível de cobertura da receita, nota-se que o pagamento do prêmio por esse produtor de milho será de R\$ 212,28/ha.

Utilizando, por outro lado, a tabela com referência aos valores máximos amostrais, observa-se que níveis de cobertura de 72% ao preço (tendo preço garantido de R\$ 0,3807/kg) e um nível de cobertura de 80% sob a produtividade (ou seja, uma produtividade garantida de 4446,4 kg/ha) irá permitir ao produtor rural um nível de cobertura de sua receita de R\$ 1692,90/ha. Então, para esse nível de cobertura, observa-se que o produtor rural deverá pagar de prêmio R\$ 222,11/ha. Nota-se, portanto que não há grandes diferenças entre a receita garantida e o montante monetário pago de prêmio ao seguro.

3.7.4.4 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 51, 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 82%), 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. Para o caso apresentado no Quadro 51, para cada nível de cobertura de preços, toma-se a diferença entre a taxa de prêmio do menor nível de cobertura e o máximo nível de cobertura com relação à produtividade, e essas diferenças são apresentadas no Quadro 50. Da mesma forma, calcula-se a diferença entre as taxas de prêmio dos menores níveis de cobertura de preço para os maiores níveis de cobertura, mantendo-se para cada uma das diferenças, o nível da produtividade. Dessa forma, observam-se no Quadro 50 as diferenças entre as variações das taxas de prêmio, e permitem observar que as maiores variações ocorrem quando há mudanças nos níveis de cobertura dos preços do que das produtividades.

Níveis de cobertura para preços e produtividades	Diferença entre 70% e 100% da cobertura da produtividade	Diferença entre 82% e 100% da cobertura da preços futuros
70%	-	3,17%
72%	-	3,73%
74%	-	4,45%
76%	-	5,66%
78%	-	6,66%
80%	-	7,80%
82%	2,02%	9,29%
84%	4,33%	10,71%
86%	8,38%	12,19%
88%	12,55%	13,85%
90%	14,94%	15,60%
92%	18,00%	17,44%
94%	21,03%	19,47%
96%	22,54%	21,59%
98%	23,02%	23,51%
100%	24,00%	25,15%

Quadro 50 – Diferenças entre taxas de prêmio para a produtividade em Sarandi e preços futuros de milho com vencimento em janeiro

Fonte: Resultado da pesquisa.

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.

3.8 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*.

Porém, as maiores contribuições relacionam-se ao seguro de renda propriamente dito. Através do artigo, propôs-se uma forma teórica diferente das apresentadas na literatura para cálculos das taxas de prêmio para seguros de renda, e novos métodos de estimação de probabilidade conjunta. Embora ainda hajam contribuições a serem feitas no que se refere aos métodos de inferência da utilização de cópulas, ou mesmo na forma de estimação (como por exemplo, métodos computacionais para estimação não paramétricas das cópulas, ou ainda métodos bayesianos), essa ferramenta de análise tem se tornado cada vez mais utilizada, não só na economia, ou finanças, mas em diversas áreas do conhecimento, e mostra-se como sendo mais uma forma de contribuir nas análises de comportamento conjunto e de dependência entre variáveis. As taxas calculadas a partir do método proposto mostraram-se plausíveis, não sendo excessivamente altas ou baixas. Esse ponto será retomado a seguir.

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 consequentemente da colheita permitirão ao produtor rural, obter uma taxa de prêmio menor quando se contrata um seguro de renda.

Em seguida, as séries corrigidas mostraram-se mais adequadas quando utilizadas, primeiramente para obtenção das probabilidades conjuntas em relação às produtividades. No entanto, não garantem tanta variabilidade de níveis de cobertura. Nesse ponto a sugestão foi utilizar outra referência para se calcular as taxas (ou seja, ao invés de médias amostrais, utilizam-se os valores máximos observados).

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 consequências 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.

Uma forma de exercício para esse problema é supor um produtor localizado em Sarandi/PR e, interessado em proteger sua receita de eventuais quedas, busca na seguradora X um contrato de seguro que permita proteger sua receita.

Tendo em vista isso, o produtor rural projeta sua colheita no mês de janeiro (supondo que esse produtor está interessado em antecipar seu caixa), e tendo em vista seu conhecimento do mercado em que está localizado e seu preço, assim como o comportamento médio de sua produtividade, ele projeta sua produtividade garantida como sendo 70% da produtividade máxima histórica (no caso de Sarandi, ele está buscando proteção para 3.899 kg/ha) e 70% do preço futuro máximo observado (ou ainda, R\$ 0,3701/kg, ou R\$ 22,20/saca). Esse exemplo poderia ter utilizado os valores das médias amostrais, no entanto é indiferente, trocando unicamente a base de referência de análise.

Tendo em vista isso, o produtor contrata esse seguro. E para esses níveis de cobertura, sua região e para a colheita em janeiro, a seguradora propõe o pagamento de 3,48% de prêmio sobre a receita garantida, que nesse caso é de R\$ 1.443,01/ha. O valor monetário do prêmio será de R\$ 50,21/ha. Já que esse produtor escolheu o seguro de renda como forma de proteção, o governo federal ou o estadual, inicialmente, oferece subvenção ao prêmio, de 40%, ou em parceria com o governo estadual, poderia elevar esse montante. Nesse caso, o pagamento do prêmio pelo produtor será de R\$ 20,08/ha. É vantajoso para o produtor contratar esse tipo de seguro, e para o

governo, dado a um menor custo comparado com uma política de amparo a renda na agricultura, é igualmente interessante.

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

- ANDERSEN, T.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F. X. Parametric and Non-Parametric Volatility Measurement. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, Londres, n. 279, p. 1-68. 2002.
- ANDERSEN, T.; BOLLERSLEV, T.; DIEBOLD, F. X.; LABYS, P. Modeling and Forecasting Realized Volatility. **Econometrica**, New York, v. 71, n. 2, p. 529-626. Mar. 2003
- ATWOOD, J.A.; BAQUET, A.E.; WATTS, M.J. **Income Protection**. Washington: USDA/ERS, 1996. 33 p. (Technical Report, 43-3/AEK-5-8).
- 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.; GALLEGO, J. Agricultural risk management in Europe. 2007. Disponível em: <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.
- BLUNDELL, R.; DUNCAN, A. Kernel regression in empirical Microeconomics. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 33, n. 1, p. 62-87. Nov. 1998.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 31, n. 3, p. 307-327, Abr. 1986.
- CALKINS, P.; ROMAIN, R.; MAÏGA, A.; LAMBERT, E. R. Comparaisons de divers types de programmes de stabilisation des revenus agricoles du Québec. **Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie**, Quebec, v. 45, n.1, p. 51–68. Mar. 1997.
- 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.

DEHEUVELS, P. La fonction de dépendance empirique et ses propriétés: un test non paramétrique d'indépendance. **Académie Royale Belgique Bulletin**, Brussels, v. 65, n. 5, p. 274-292. Set. 1979.

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).

DINARDO, J.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A semiparametric Approach. **Econometrica**, New York, v. 64, n. 5, p. 1001-1044. Set. 1996.

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. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, New York, v. 50, n. 4, p. 987-1008, Jul. 1982.

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.

EUROPEAN COMMISSION - EC. **Risk management tools for EU agriculture with special focus in insurance**. Disponível em: http://ec.europa.eu/agriculture/publi/insurance/text_en.pdf. Acesso em: 12 fev. 2011.

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

FREES, E.W.; VALDEZ, E. Understanding relationship using copulas. **North American Actuarial Journal**, Schaumburg, v. 1, n. 2, p. 1-25, Abr. 1998.

GENEST, C.; FAVRE, A. Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. **Journal of Hydrologic Engineering**, Bryan, v. 12, n. 4, p. 347-368. Jul. 2007.

GENEST, C.; GHOUDI, K.; RIVEST, L. P. A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. **Biometrika**, Oxford, v. 82, n. 3, p. 543-552. Out. 1995.

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.

GENEST, C.; RÉMILLARD, B.; BEAUDOIN, D. Goodness-of-fit tests for copulas: a review and a power study. **Insurance: Mathematics and Economics**, Amsterdam, v. 44, n. 2, p. 199-213. Abr. 2009.

GOODWIN, B.K.; KER, A. P. Modeling price and yield risk. In: JUST, R.E.; POPE, R.D.(Org.). **A comprehensive assesment of the role of risk in U.S. agriculture**. Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 2002. Cap. 3, p. 134-149.

GOODWIN, B.K.; KER, A. P. Nonparametric Estimation of Crop Yield Distributions: Implications for Rating Group-RiskCrop Insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 80, n. 1, p. 139-153. Feb. 1998.

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).

GOODWIN, B.K.; ROBERTS, M.C.; COBLE, K. Measurement of price risk in revenue insurance: implications of distributional assumptions. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Bozeman, v. 25, n. 1, p. 195-214. Jan. 2000.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. 820 p.

HÄRDLE, W. **Applied nonparametric regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990. 352 p.

HENNESSY, D. A.; BABCOCK, B. A.; HAYES, D. J. Budgetary and Producer Welfare Effects of Revenue Insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 79, n. 3, p. 1024-1034. Ago. 1997.

HODGES, J. L.; LEHMANN, E. L. The Efficiency of Some Nonparametric Competitors of t-Test. **The Annals of Mathematical Statistics**, Ithaca, v. 27, n. 2, p. 324-335. Jun. 1956

HULL, J. C. **Options, futures, and other derivatives**, 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2005. 747 p.

IOWA STATE UNIVERSITY - ISU. **Crop revenue insurance**. 2009. Disponível em: <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.

KER, A. P.; GOODWIN, B. K. Nonparametric Estimation of Crop Insurance Rates Revisited. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 82, n. 2, p. 463-478. Maio 2000

KIM, G.; SILVAPULLE, M. J.; SILVAPULLE, P. Comparison of semiparametric and parametric methods for estimating copulas. **Computational Statistics & Data Analysis**, Melbourne, v. 51, n. 2. p. 2836-2850. Mar. 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.

MAHUL, O.; WRIGHT, B. D. Designing Optimal Crop Revenue Insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 85, n. 3, p. 580-589. Ago. 2003

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.

MCKENZIE, A. M.; HOLT, M. T. Market efficiency in agricultural futures markets. **Applied Economics**, Minneapolis, v. 34, n. 4, p. 1519-1532. Dec. 2002.

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

MORETTIN, P.; TOLOI C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2004. 535 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.

POWER, G. J.; VEDENOV, D. V. Dealing Downside risk in a multi-commodity setting: a case for a "Texas Hedge". **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v. 30, n. 3, p. 290-304, 2010

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.

SCAILLET, O. **Nonparametric estimation of copulas for time series**. 2000. (IRES Working Paper). 43 p. Mimeografado.

SILBERBERG, E.; SUEN, W. **The Structure of Economics: A Mathematical Analysis 3**. Ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2000. 688 p.

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

SILVA, R. S.; LOPES, H. F. Copula, marginal distributions and model selection: a Bayesian note. **Statistics and Computing**, New York, v. 18, n. 3, p. 313-320. Mar. 2008.

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.

STOKES, J. R.; NAYDA, W. I.; ENGLISH, B. C. The Pricing of Revenue. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 79, n. 2, p. 439-451. May 1997.

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.

TOMEK, W. G. Commodity Futures Prices as Forecasts. **Review of Agricultural Economics**, v. 19, n. 1, p. 23-44. Mar. 1997.

TSUKAHARA, H. Semiparametric Estimation in Copula Models. The **Canadian Journal of Statistics/La Revue Canadienne de Statistique**, Malden, v. 33, n.3, p. 357-375. Sep. 2005.

TURVEY, C.G.; AMANOR-BOADU, V. Evaluating Premiums for a Farm Income Insurance Policy. **Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie**, Quebec, v. 37, n. 2, p. 233-247. Abr. 1989.

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.

YATCHEW, A. Scale economies in electricity distribution: a semiparametric analysis. **Journal of Applied Econometrics**, New York, v. 15, n. 2, p. 187-210. Mar./Abr. 2000.

ZHU, Y.; GHOSH, S. K.; GOODWIN, B. K. **Modeling Dependence in the Design of Whole-Farm Insurance Contract: A Copula-Based Model Approach**. 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6282/2/468216.pdf>>. Acesso em: 12 jan. 2011.

Anexo

ANEXO A – Taxas de Prêmio para dois municípios e para três níveis de preços, e suas correções.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em janeiro											
	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%	
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	70%	0,25%	0,60%	1,15%	1,70%	2,07%	2,52%	3,01%	3,20%	3,30%	3,43%
	72%	0,33%	0,71%	1,36%	2,09%	2,52%	3,11%	3,67%	3,89%	3,91%	4,06%
	74%	0,39%	0,84%	1,66%	2,52%	3,08%	3,75%	4,36%	4,57%	4,67%	4,84%
	76%	0,46%	1,01%	1,99%	3,10%	3,69%	4,42%	5,08%	5,40%	5,43%	6,11%
	78%	0,56%	1,20%	2,42%	3,67%	4,31%	5,11%	5,95%	6,41%	6,88%	7,22%
	80%	0,64%	1,45%	2,85%	4,21%	4,94%	5,94%	7,23%	7,83%	7,97%	8,45%
	82%	0,78%	1,69%	3,24%	4,78%	5,70%	7,16%	8,50%	9,00%	9,37%	10,07%
	84%	0,90%	1,91%	3,67%	5,48%	6,88%	8,36%	9,69%	10,54%	11,00%	11,61%
	86%	1,01%	2,15%	4,17%	6,57%	7,91%	9,47%	11,36%	12,29%	12,52%	13,20%
	88%	1,13%	2,43%	4,97%	7,51%	8,91%	11,10%	13,11%	13,85%	14,16%	14,98%
	90%	1,27%	2,88%	5,64%	8,39%	10,37%	12,64%	14,61%	15,56%	15,96%	16,87%
	92%	1,48%	3,25%	6,27%	9,71%	11,74%	14,00%	16,30%	17,38%	17,87%	18,92%
	94%	1,67%	3,59%	7,17%	10,92%	12,93%	15,53%	18,09%	19,40%	19,92%	21,14%
	96%	1,83%	4,05%	8,04%	11,96%	14,25%	17,12%	20,07%	21,43%	22,07%	23,42%
	98%	2,05%	4,52%	8,77%	13,07%	15,62%	18,81%	22,00%	23,56%	24,27%	25,56%
	100%	2,27%	4,93%	9,53%	14,25%	17,01%	20,52%	24,04%	25,74%	26,32%	27,43%

Quadro 51 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em março										
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi		84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
	70%	0,22%	0,42%	0,68%	0,82%	1,06%	1,29%	1,54%	1,87%	2,15%
	72%	0,27%	0,51%	0,85%	1,02%	1,29%	1,57%	1,88%	2,26%	2,64%
	74%	0,34%	0,63%	1,04%	1,22%	1,56%	1,91%	2,26%	2,76%	3,22%
	76%	0,41%	0,77%	1,25%	1,47%	1,88%	2,31%	2,77%	3,34%	3,91%
	78%	0,50%	0,92%	1,51%	1,78%	2,28%	2,78%	3,31%	4,02%	4,73%
	80%	0,59%	1,11%	1,79%	2,13%	2,72%	3,31%	3,98%	4,87%	5,65%
	82%	0,71%	1,30%	2,13%	2,54%	3,25%	4,00%	4,81%	5,77%	6,71%
	84%	0,83%	1,55%	2,53%	3,04%	3,90%	4,78%	5,65%	6,79%	7,86%
	86%	0,99%	1,84%	3,02%	3,61%	4,62%	5,59%	6,64%	7,93%	9,25%
	88%	1,16%	2,19%	3,58%	4,27%	5,41%	6,54%	7,75%	9,33%	10,82%
	90%	1,38%	2,58%	4,21%	4,98%	6,29%	7,63%	9,07%	10,83%	12,54%
	92%	1,63%	3,04%	4,90%	5,78%	7,32%	8,88%	10,49%	12,54%	14,46%
	94%	1,92%	3,52%	5,66%	6,70%	8,48%	10,23%	12,11%	14,37%	16,34%
	96%	2,21%	4,07%	6,52%	7,75%	9,74%	11,77%	13,84%	16,19%	18,37%
	98%	2,55%	4,66%	7,52%	8,87%	11,16%	13,39%	15,53%	18,11%	20,51%
	100%	2,92%	5,36%	8,58%	10,10%	12,66%	14,97%	17,32%	20,16%	22,74%

Quadro 52 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em maio											
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi		82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
	70%	0,13%	0,24%	0,25%	0,36%	0,43%	0,47%	0,66%	0,89%	1,26%	1,77%
	72%	0,17%	0,30%	0,31%	0,43%	0,52%	0,61%	0,89%	1,18%	1,61%	2,17%
	74%	0,21%	0,36%	0,37%	0,54%	0,68%	0,80%	1,13%	1,51%	1,96%	2,62%
	76%	0,25%	0,43%	0,46%	0,67%	0,89%	1,00%	1,39%	1,81%	2,39%	3,22%
	78%	0,30%	0,54%	0,57%	0,87%	1,12%	1,23%	1,67%	2,20%	2,89%	3,94%
	80%	0,37%	0,66%	0,74%	1,10%	1,35%	1,47%	2,02%	2,65%	3,53%	4,78%
	82%	0,46%	0,86%	0,93%	1,32%	1,61%	1,77%	2,44%	3,24%	4,27%	5,79%
	84%	0,59%	1,07%	1,11%	1,57%	1,94%	2,13%	2,97%	3,93%	5,18%	6,96%
	86%	0,74%	1,28%	1,32%	1,88%	2,33%	2,58%	3,58%	4,77%	6,24%	8,22%
	88%	0,88%	1,51%	1,57%	2,26%	2,80%	3,11%	4,36%	5,69%	7,34%	9,69%
	90%	1,03%	1,80%	1,88%	2,71%	3,36%	3,79%	5,17%	6,69%	8,64%	11,34%
	92%	1,23%	2,13%	2,25%	3,24%	4,08%	4,49%	6,08%	7,85%	10,13%	13,09%
	94%	1,45%	2,56%	2,69%	3,92%	4,80%	5,26%	7,11%	9,17%	11,66%	15,03%
	96%	1,73%	3,04%	3,23%	4,60%	5,59%	6,13%	8,29%	10,54%	13,41%	17,11%
	98%	2,04%	3,58%	3,78%	5,32%	6,50%	7,13%	9,50%	12,10%	15,25%	19,29%
	100%	2,42%	4,21%	4,38%	6,17%	7,51%	8,17%	10,87%	13,73%	17,16%	21,54%

Quadro 53 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul		Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em janeiro									
		82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
76%		0,05%	0,12%	0,27%	0,45%	0,57%	0,74%	0,98%	1,09%	1,13%	1,26%
78%		0,07%	0,16%	0,34%	0,57%	0,72%	0,99%	1,25%	1,41%	1,47%	1,63%
80%		0,09%	0,20%	0,43%	0,71%	0,97%	1,25%	1,62%	1,80%	1,90%	2,09%
82%		0,11%	0,25%	0,53%	0,95%	1,22%	1,62%	2,06%	2,32%	2,40%	2,65%
84%		0,14%	0,32%	0,71%	1,20%	1,55%	2,06%	2,62%	2,90%	3,04%	3,33%
86%		0,17%	0,41%	0,89%	1,52%	1,97%	2,59%	3,27%	3,65%	3,80%	4,16%
88%		0,22%	0,51%	1,13%	1,92%	2,46%	3,21%	4,10%	4,52%	4,73%	5,17%
90%		0,28%	0,65%	1,42%	2,40%	3,04%	4,01%	5,05%	5,61%	5,85%	6,38%
92%		0,35%	0,81%	1,78%	2,96%	3,80%	4,94%	6,24%	6,89%	7,17%	7,79%
94%		0,43%	1,01%	2,18%	3,68%	4,66%	6,08%	7,63%	8,40%	8,70%	9,43%
96%		0,55%	1,25%	2,72%	4,50%	5,74%	7,43%	9,26%	10,14%	10,48%	11,23%
98%		0,67%	1,56%	3,34%	5,52%	7,00%	9,00%	11,13%	12,13%	12,42%	13,28%
100%		0,84%	1,91%	4,09%	6,71%	8,45%	10,78%	13,23%	14,28%	14,59%	15,75%

Quadro 54 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em março										
	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
70%	0,01%	0,01%	0,03%	0,06%	0,08%	0,11%	0,16%	0,22%	0,28%	0,34%
72%	0,01%	0,02%	0,04%	0,09%	0,12%	0,19%	0,25%	0,31%	0,39%	0,51%
74%	0,01%	0,02%	0,06%	0,14%	0,19%	0,27%	0,34%	0,44%	0,59%	0,72%
76%	0,02%	0,03%	0,10%	0,21%	0,27%	0,37%	0,50%	0,64%	0,81%	0,99%
78%	0,03%	0,06%	0,15%	0,29%	0,37%	0,53%	0,69%	0,88%	1,11%	1,40%
80%	0,05%	0,09%	0,21%	0,40%	0,53%	0,73%	0,95%	1,19%	1,59%	1,95%
82%	0,07%	0,12%	0,28%	0,57%	0,73%	0,99%	1,31%	1,70%	2,15%	2,63%
84%	0,10%	0,16%	0,40%	0,78%	0,97%	1,37%	1,83%	2,28%	2,88%	3,45%
86%	0,14%	0,23%	0,55%	1,03%	1,34%	1,89%	2,43%	3,03%	3,74%	4,42%
88%	0,20%	0,32%	0,73%	1,41%	1,83%	2,50%	3,19%	3,89%	4,76%	5,59%
90%	0,27%	0,43%	0,99%	1,92%	2,41%	3,25%	4,07%	4,92%	5,97%	6,98%
92%	0,36%	0,58%	1,36%	2,50%	3,12%	4,12%	5,10%	6,13%	7,39%	8,54%
94%	0,49%	0,80%	1,76%	3,21%	3,93%	5,12%	6,31%	7,54%	8,99%	10,31%
96%	0,66%	1,04%	2,27%	4,01%	4,86%	6,30%	7,71%	9,10%	10,77%	12,31%
98%	0,86%	1,34%	2,84%	4,94%	5,95%	7,65%	9,25%	10,84%	12,77%	14,51%
100%	1,11%	1,69%	3,50%	5,99%	7,19%	9,11%	10,93%	12,77%	14,94%	16,95%

Quadro 55 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em maio										
	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%	
	70%	0,01%	0,03%	0,03%	0,06%	0,08%	0,09%	0,14%	0,20%	0,29%	0,40%
	72%	0,02%	0,05%	0,05%	0,08%	0,12%	0,14%	0,20%	0,30%	0,40%	0,58%
	74%	0,03%	0,07%	0,08%	0,13%	0,17%	0,19%	0,30%	0,41%	0,58%	0,81%
	76%	0,05%	0,11%	0,11%	0,18%	0,25%	0,28%	0,42%	0,58%	0,81%	1,12%
	78%	0,07%	0,15%	0,16%	0,26%	0,34%	0,39%	0,58%	0,80%	1,10%	1,50%
	80%	0,10%	0,21%	0,23%	0,36%	0,48%	0,54%	0,79%	1,09%	1,48%	2,04%
	82%	0,14%	0,30%	0,31%	0,50%	0,66%	0,73%	1,08%	1,47%	1,98%	2,65%
	84%	0,20%	0,40%	0,43%	0,68%	0,88%	0,99%	1,44%	1,94%	2,58%	3,45%
	86%	0,26%	0,55%	0,58%	0,90%	1,16%	1,32%	1,89%	2,52%	3,33%	4,41%
	88%	0,36%	0,73%	0,77%	1,19%	1,54%	1,72%	2,45%	3,24%	4,22%	5,53%
	90%	0,48%	0,96%	1,01%	1,57%	1,98%	2,22%	3,12%	4,08%	5,28%	6,82%
	92%	0,62%	1,24%	1,33%	2,00%	2,54%	2,82%	3,90%	5,08%	6,50%	8,34%
	94%	0,81%	1,60%	1,69%	2,54%	3,19%	3,51%	4,83%	6,22%	7,90%	10,11%
	96%	1,04%	2,03%	2,13%	3,17%	3,94%	4,32%	5,88%	7,52%	9,53%	12,10%
	98%	1,33%	2,52%	2,65%	3,89%	4,80%	5,24%	7,07%	9,03%	11,35%	14,28%
	100%	1,64%	3,10%	3,24%	4,71%	5,75%	6,27%	8,44%	10,69%	13,34%	16,59%

Quadro 56 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro	
	98%	100%
70%	0,15%	3,09%
72%	0,19%	3,79%
74%	0,22%	4,68%
76%	0,27%	5,55%
78%	0,32%	6,79%
80%	0,39%	8,00%
82%	0,46%	9,25%
84%	0,53%	10,59%
86%	0,60%	12,15%
88%	0,69%	13,62%
90%	0,77%	15,41%
92%	0,87%	17,16%
94%	0,97%	19,12%
96%	1,08%	21,01%
98%	1,18%	23,10%
100%	1,30%	25,23%

Quadro 57 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas 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 produtividade no município de Sarandi	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em março				
	92%	94%	96%	98%	100%
70%	0,01%	0,01%	0,02%	0,23%	3,48%
72%	0,01%	0,01%	0,02%	0,28%	4,21%
74%	0,01%	0,01%	0,03%	0,33%	5,10%
76%	0,02%	0,02%	0,03%	0,40%	6,08%
78%	0,02%	0,02%	0,04%	0,47%	7,05%
80%	0,02%	0,02%	0,05%	0,55%	8,33%
82%	0,03%	0,03%	0,06%	0,64%	9,83%
84%	0,03%	0,03%	0,06%	0,76%	11,43%
86%	0,04%	0,04%	0,08%	0,87%	13,08%
88%	0,04%	0,04%	0,09%	1,00%	14,72%
90%	0,05%	0,05%	0,10%	1,13%	16,73%
92%	0,05%	0,05%	0,11%	1,27%	18,77%
94%	0,06%	0,06%	0,12%	1,42%	20,77%
96%	0,07%	0,07%	0,14%	1,57%	22,88%
98%	0,08%	0,08%	0,15%	1,73%	25,09%
100%	0,08%	0,08%	0,16%	1,89%	27,35%

Quadro 58 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas 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 produtividade no município de Sarandi	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em maio				
		0.94	0.96	0.98	1.00
	0.7	0,02%	0,06%	0,26%	3,39%
	0.72	0,03%	0,07%	0,31%	4,15%
	0.74	0,03%	0,09%	0,38%	5,13%
	0.76	0,04%	0,11%	0,46%	6,11%
	0.78	0,04%	0,13%	0,55%	7,30%
	0.8	0,05%	0,16%	0,65%	8,65%
	0.82	0,06%	0,18%	0,76%	10,09%
	0.84	0,07%	0,21%	0,89%	11,71%
	0.86	0,08%	0,24%	1,02%	13,25%
	0.88	0,09%	0,28%	1,15%	15,18%
	0.9	0,10%	0,31%	1,31%	17,13%
	0.92	0,12%	0,35%	1,48%	19,23%
	0.94	0,13%	0,39%	1,65%	21,18%
	0.96	0,14%	0,44%	1,81%	23,36%
	0.98	0,16%	0,47%	1,98%	25,41%
	1	0,17%	0,52%	2,15%	27,66%

Quadro 59 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Sarandi/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em janeiro	
	98%	100%
70%	0,05%	1,00%
72%	0,06%	1,34%
74%	0,08%	1,75%
76%	0,11%	2,25%
78%	0,14%	2,83%
80%	0,17%	3,54%
82%	0,22%	4,35%
84%	0,26%	5,27%
86%	0,32%	6,39%
88%	0,38%	7,66%
90%	0,45%	9,08%
92%	0,54%	10,67%
94%	0,63%	12,47%
96%	0,73%	14,29%
98%	0,83%	16,30%
100%	0,95%	18,53%

Quadro 60 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas 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 produtividade no município de Pirai do Sul	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em março				
	92%	94%	96%	98%	100%
70%	0,02%	0,02%	0,04%	0,21%	0,91%
72%	0,03%	0,03%	0,05%	0,26%	1,22%
74%	0,03%	0,03%	0,05%	0,31%	1,62%
76%	0,03%	0,03%	0,06%	0,37%	2,12%
78%	0,03%	0,04%	0,06%	0,43%	2,72%
80%	0,04%	0,04%	0,07%	0,49%	3,43%
82%	0,04%	0,04%	0,07%	0,56%	4,28%
84%	0,04%	0,04%	0,08%	0,62%	5,25%
86%	0,04%	0,04%	0,08%	0,69%	6,45%
88%	0,05%	0,05%	0,09%	0,77%	7,80%
90%	0,05%	0,05%	0,09%	0,85%	9,31%
92%	0,05%	0,05%	0,09%	0,93%	11,07%
94%	0,05%	0,05%	0,10%	1,02%	12,95%
96%	0,05%	0,05%	0,10%	1,11%	15,05%
98%	0,05%	0,05%	0,11%	1,20%	17,24%
100%	0,06%	0,06%	0,11%	1,30%	19,67%

Quadro 61 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas de produtividade e preços futuros, para o município de Pirai do Sul/PR e preços futuros de milho corrigidos com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em maio				
		94%	96%	98%	100%
	70%	0,00%	0,00%	0,02%	0,94%
	72%	0,00%	0,00%	0,04%	1,27%
	74%	0,00%	0,01%	0,05%	1,70%
	76%	0,00%	0,01%	0,08%	2,21%
	78%	0,00%	0,02%	0,11%	2,85%
	80%	0,00%	0,02%	0,15%	3,64%
	82%	0,01%	0,03%	0,20%	4,57%
	84%	0,01%	0,04%	0,26%	5,60%
	86%	0,01%	0,06%	0,34%	6,89%
	88%	0,02%	0,08%	0,43%	8,34%
	90%	0,03%	0,10%	0,55%	10,00%
	92%	0,04%	0,13%	0,68%	11,80%
	94%	0,05%	0,16%	0,83%	13,74%
	96%	0,06%	0,20%	0,99%	15,93%
98%	0,07%	0,24%	1,18%	18,25%	
100%	0,09%	0,29%	1,38%	20,81%	

Quadro 62 – Taxas de prêmio, para diversos níveis de cobertura de produtividades e preços futuros com referência nas médias observadas 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 com vencimento em janeiro														
		62%	64%	66%	68%	70%	72%	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	62%	0,05%	0,22%	0,47%	0,92%	1,33%	1,81%	1,90%	2,15%	2,50%	2,92%	3,49%	4,28%	5,18%	7,11%	8,13%
	64%	0,06%	0,28%	0,61%	1,18%	1,68%	2,24%	2,40%	2,93%	3,17%	3,75%	4,56%	5,41%	6,50%	8,84%	10,12%
	66%	0,08%	0,36%	0,78%	1,49%	2,11%	2,85%	3,24%	3,64%	4,10%	4,80%	5,70%	6,72%	8,09%	10,94%	12,53%
	68%	0,10%	0,46%	0,98%	1,87%	2,67%	3,78%	4,02%	4,70%	5,19%	5,97%	7,09%	8,39%	10,03%	13,48%	15,28%
	70%	0,13%	0,58%	1,23%	2,36%	3,48%	4,66%	5,17%	5,91%	6,42%	7,39%	8,80%	10,39%	12,36%	16,34%	18,15%
	72%	0,16%	0,72%	1,54%	3,08%	4,29%	5,97%	6,46%	7,27%	7,90%	9,10%	10,82%	12,72%	14,99%	19,22%	21,19%
	74%	0,20%	0,90%	2,04%	3,79%	5,50%	7,41%	7,91%	8,90%	9,70%	11,19%	13,17%	15,30%	17,62%	22,42%	24,61%
	76%	0,25%	1,21%	2,52%	4,84%	6,82%	9,03%	9,64%	10,87%	11,85%	13,56%	15,78%	17,95%	20,66%	25,75%	28,17%
	78%	0,34%	1,49%	3,22%	6,03%	8,31%	10,92%	11,70%	13,18%	14,30%	16,15%	18,43%	20,96%	23,71%	29,39%	31,81%
	80%	0,42%	1,88%	4,01%	7,31%	10,03%	13,12%	14,10%	15,75%	16,92%	18,81%	21,40%	23,96%	27,15%	33,00%	35,60%
	82%	0,52%	2,36%	4,86%	8,80%	12,05%	15,66%	16,72%	18,51%	19,57%	21,72%	24,35%	27,36%	30,54%	36,74%	39,39%
	84%	0,66%	2,87%	5,85%	10,51%	14,28%	18,41%	19,49%	21,18%	22,45%	24,57%	27,66%	30,57%	34,01%	40,41%	43,16%
	86%	0,80%	3,45%	7,02%	12,41%	16,71%	21,25%	22,10%	24,08%	25,20%	27,69%	30,73%	33,88%	37,39%	44,03%	46,43%
	88%	0,97%	4,11%	8,29%	14,51%	19,24%	23,81%	24,84%	26,76%	28,16%	30,60%	33,82%	37,05%	40,71%	47,07%	49,43%
	90%	1,14%	4,85%	9,71%	16,64%	21,52%	26,35%	27,47%	29,55%	30,86%	33,45%	36,75%	40,08%	43,45%	49,81%	52,01%

Quadro 63 – 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 com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em março										
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%	
	58%	0,56%	0,64%	0,69%	0,97%	1,17%	1,25%	1,24%	1,25%	1,27%
	60%	0,73%	0,83%	0,92%	1,26%	1,50%	1,63%	1,61%	1,62%	1,66%
	62%	0,94%	1,08%	1,17%	1,60%	1,91%	2,05%	2,08%	2,09%	2,14%
	64%	1,20%	1,35%	1,48%	2,02%	2,40%	2,63%	2,61%	2,66%	2,76%
	66%	1,49%	1,68%	1,86%	2,54%	3,01%	3,31%	3,33%	3,38%	3,46%
	68%	1,87%	2,09%	2,32%	3,18%	3,77%	4,14%	4,15%	4,20%	4,28%
	70%	2,28%	2,61%	2,86%	3,91%	4,72%	5,11%	5,12%	5,15%	5,30%
	72%	2,82%	3,18%	3,50%	4,85%	5,72%	6,23%	6,23%	6,33%	6,51%
	74%	3,41%	3,88%	4,33%	5,85%	6,90%	7,54%	7,57%	7,70%	7,90%
	76%	4,13%	4,75%	5,20%	7,01%	8,34%	9,05%	9,14%	9,24%	9,44%
	78%	5,04%	5,67%	6,22%	8,42%	9,94%	10,83%	10,88%	10,94%	11,09%
	80%	5,97%	6,73%	7,44%	10,01%	11,78%	12,78%	12,74%	12,78%	12,97%
	82%	7,05%	8,02%	8,82%	11,81%	13,83%	14,83%	14,77%	14,78%	15,05%
84%	8,35%	9,42%	10,39%	13,80%	15,94%	17,07%	16,96%	17,06%	17,32%	
86%	9,78%	11,07%	12,14%	15,88%	18,26%	19,47%	19,42%	19,48%	19,78%	
88%	11,44%	12,85%	13,98%	18,12%	20,69%	22,12%	22,02%	22,10%	22,40%	
90%	13,24%	14,77%	15,92%	20,50%	23,40%	24,90%	24,80%	24,85%	25,16%	

Quadro 64 – 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 com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em maio																	
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi		60%	62%	64%	66%	68%	70%	72%	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%
	60%	0,00%	0,12%	0,35%	0,44%	0,62%	0,75%	1,22%	1,78%	2,53%	3,38%	3,84%	5,28%	6,30%	6,89%	7,06%	7,34%
	62%	0,00%	0,15%	0,44%	0,57%	0,87%	1,02%	1,56%	2,25%	3,24%	4,36%	4,99%	6,79%	8,13%	8,65%	8,85%	9,26%
	64%	0,01%	0,19%	0,59%	0,80%	1,15%	1,28%	1,97%	2,86%	4,12%	5,54%	6,39%	8,61%	10,11%	10,77%	10,98%	11,42%
	66%	0,01%	0,24%	0,79%	1,05%	1,44%	1,60%	2,47%	3,63%	5,20%	7,07%	8,01%	10,60%	12,45%	13,18%	13,40%	13,90%
	68%	0,01%	0,34%	1,03%	1,30%	1,80%	2,00%	3,14%	4,58%	6,61%	8,73%	9,82%	12,97%	15,04%	15,90%	16,13%	16,60%
	70%	0,01%	0,44%	1,27%	1,62%	2,23%	2,53%	3,94%	5,83%	8,14%	10,64%	11,99%	15,59%	18,03%	18,92%	19,10%	19,63%
	72%	0,02%	0,54%	1,58%	2,00%	2,81%	3,17%	5,00%	7,14%	9,91%	12,89%	14,38%	18,54%	21,19%	22,16%	22,34%	22,92%
	74%	0,02%	0,66%	1,94%	2,50%	3,49%	4,02%	6,10%	8,70%	11,98%	15,37%	17,07%	21,68%	24,60%	25,60%	25,77%	26,50%
	76%	0,02%	0,82%	2,42%	3,11%	4,38%	4,91%	7,41%	10,49%	14,26%	18,14%	19,94%	25,04%	28,16%	29,27%	29,57%	30,21%
	78%	0,03%	1,02%	2,98%	3,89%	5,33%	5,94%	8,94%	12,47%	16,79%	21,03%	23,04%	28,52%	31,90%	33,21%	33,33%	34,12%
	80%	0,04%	1,25%	3,68%	4,71%	6,40%	7,16%	10,61%	14,65%	19,42%	24,11%	26,20%	32,15%	35,87%	37,08%	37,23%	37,93%
	82%	0,04%	1,52%	4,44%	5,60%	7,63%	8,46%	12,44%	16,95%	22,21%	27,22%	29,52%	35,92%	39,71%	40,97%	41,00%	41,39%
	84%	0,05%	1,84%	5,23%	6,63%	8,91%	9,89%	14,33%	19,32%	24,99%	30,38%	32,93%	39,55%	43,50%	44,60%	44,33%	44,71%
	86%	0,06%	2,16%	6,13%	7,70%	10,31%	11,37%	16,29%	21,69%	27,80%	33,65%	36,17%	43,06%	46,93%	47,76%	47,45%	47,63%
	88%	0,08%	2,53%	7,07%	8,83%	11,74%	12,85%	18,24%	24,04%	30,66%	36,59%	39,24%	46,22%	49,83%	50,65%	50,12%	50,16%
	90%	0,09%	2,90%	8,01%	9,97%	13,09%	14,30%	20,11%	26,37%	33,17%	39,45%	42,03%	48,79%	52,41%	53,01%	52,34%	52,48%

Quadro 65 – 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 com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

		Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em janeiro														
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul		62%	64%	66%	68%	70%	72%	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%
	64%	0,04%	0,18%	0,37%	0,66%	0,96%	1,27%	1,38%	1,57%	1,71%	1,95%	2,31%	2,72%	3,23%	4,30%	4,85%
	66%	0,06%	0,24%	0,48%	0,92%	1,27%	1,73%	1,87%	2,11%	2,29%	2,63%	3,11%	3,65%	4,32%	5,69%	6,37%
	68%	0,07%	0,31%	0,67%	1,22%	1,73%	2,32%	2,49%	2,82%	3,05%	3,51%	4,12%	4,81%	5,65%	7,34%	8,15%
	70%	0,09%	0,43%	0,88%	1,64%	2,30%	3,06%	3,30%	3,69%	4,02%	4,59%	5,37%	6,23%	7,22%	9,32%	10,40%
	72%	0,13%	0,56%	1,18%	2,18%	3,02%	4,03%	4,30%	4,83%	5,23%	5,95%	6,91%	7,90%	9,14%	11,78%	12,96%
	74%	0,17%	0,75%	1,56%	2,85%	3,96%	5,21%	5,57%	6,25%	6,72%	7,58%	8,70%	9,95%	11,48%	14,54%	15,97%
	76%	0,22%	0,98%	2,03%	3,73%	5,09%	6,71%	7,16%	7,96%	8,52%	9,49%	10,90%	12,42%	14,17%	17,75%	19,41%
	78%	0,29%	1,28%	2,64%	4,78%	6,54%	8,54%	9,05%	10,00%	10,58%	11,84%	13,49%	15,21%	17,29%	21,39%	23,08%
	80%	0,38%	1,65%	3,40%	6,13%	8,31%	10,72%	11,29%	12,32%	13,10%	14,55%	16,41%	18,45%	20,78%	25,20%	26,98%
	82%	0,49%	2,14%	4,36%	7,74%	10,39%	13,25%	13,81%	15,09%	15,97%	17,56%	19,76%	22,00%	24,44%	29,23%	31,13%
	84%	0,64%	2,73%	5,53%	9,66%	12,80%	16,00%	16,72%	18,21%	19,11%	20,98%	23,38%	25,68%	28,28%	33,40%	35,61%
	86%	0,81%	3,44%	6,90%	11,85%	15,38%	19,09%	19,94%	21,50%	22,57%	24,59%	27,03%	29,47%	32,24%	37,85%	39,94%
	88%	1,02%	4,28%	8,43%	14,14%	18,18%	22,49%	23,27%	25,00%	26,14%	28,13%	30,69%	33,25%	36,35%	42,01%	44,29%
	90%	1,26%	5,21%	10,07%	16,54%	21,24%	25,76%	26,66%	28,54%	29,52%	31,54%	34,22%	37,10%	40,12%	46,08%	48,62%

Quadro 66 – 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 com vencimento em janeiro

Fonte: Resultados da pesquisa.

		Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em março															
		60%	62%	64%	66%	68%	70%	72%	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	60%	0,01%	0,03%	0,09%	0,16%	0,25%	0,36%	0,51%	0,66%	0,77%	0,91%	1,42%	1,81%	2,05%	2,07%	2,10%	2,17%
	62%	0,02%	0,04%	0,15%	0,25%	0,37%	0,57%	0,79%	0,98%	1,22%	1,41%	2,10%	2,60%	2,90%	2,92%	2,95%	3,01%
	64%	0,03%	0,08%	0,25%	0,37%	0,58%	0,84%	1,16%	1,52%	1,82%	2,09%	2,98%	3,62%	4,02%	4,00%	4,02%	4,10%
	66%	0,05%	0,12%	0,35%	0,57%	0,85%	1,23%	1,78%	2,22%	2,61%	2,92%	4,09%	4,94%	5,41%	5,36%	5,39%	5,48%
	68%	0,08%	0,18%	0,55%	0,83%	1,24%	1,88%	2,54%	3,14%	3,61%	4,00%	5,52%	6,54%	7,11%	7,06%	7,07%	7,22%
	70%	0,12%	0,28%	0,79%	1,20%	1,85%	2,65%	3,54%	4,28%	4,87%	5,37%	7,25%	8,50%	9,18%	9,13%	9,18%	9,35%
	72%	0,19%	0,41%	1,12%	1,79%	2,59%	3,66%	4,76%	5,71%	6,44%	7,02%	9,33%	10,84%	11,72%	11,63%	11,71%	11,90%
	74%	0,28%	0,58%	1,64%	2,48%	3,56%	4,89%	6,29%	7,43%	8,29%	8,99%	11,80%	13,67%	14,67%	14,63%	14,65%	14,80%
	76%	0,39%	0,86%	2,29%	3,38%	4,71%	6,37%	8,10%	9,45%	10,49%	11,33%	14,74%	16,92%	18,12%	17,99%	17,93%	18,14%
	78%	0,56%	1,19%	3,11%	4,45%	6,09%	8,15%	10,18%	11,80%	13,04%	14,08%	18,07%	20,64%	21,91%	21,71%	21,65%	21,74%
	80%	0,80%	1,63%	4,05%	5,70%	7,74%	10,16%	12,58%	14,47%	15,99%	17,19%	21,86%	24,66%	26,04%	25,75%	25,57%	25,79%
	82%	1,09%	2,14%	5,14%	7,20%	9,57%	12,43%	15,24%	17,53%	19,26%	20,67%	25,86%	28,96%	30,38%	29,98%	29,88%	29,98%
	84%	1,44%	2,75%	6,44%	8,83%	11,62%	14,93%	18,26%	20,83%	22,84%	24,32%	30,06%	33,35%	34,82%	34,50%	34,24%	34,35%
	86%	1,84%	3,46%	7,85%	10,62%	13,85%	17,66%	21,40%	24,39%	26,52%	28,10%	34,31%	37,76%	39,46%	38,90%	38,69%	38,66%
	88%	2,31%	4,26%	9,37%	12,57%	16,20%	20,55%	24,77%	27,94%	30,15%	31,88%	38,41%	42,21%	43,81%	43,29%	42,91%	42,89%
	90%	2,83%	5,09%	10,95%	14,52%	18,64%	23,47%	28,04%	31,34%	33,77%	35,41%	42,50%	46,29%	47,96%	47,25%	46,87%	46,57%

Quadro 67 – 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 com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	Nível de cobertura para preços futuros com vencimento em maio															
	60%	62%	64%	66%	68%	70%	72%	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%
60%	0,00%	0,01%	0,05%	0,08%	0,13%	0,16%	0,28%	0,44%	0,66%	0,93%	1,07%	1,49%	1,83%	1,97%	2,02%	2,12%
62%	0,00%	0,02%	0,09%	0,13%	0,21%	0,25%	0,43%	0,67%	0,98%	1,36%	1,57%	2,16%	2,59%	2,79%	2,83%	2,96%
64%	0,00%	0,03%	0,15%	0,20%	0,32%	0,37%	0,64%	0,98%	1,44%	1,98%	2,23%	3,04%	3,61%	3,84%	3,87%	4,03%
66%	0,00%	0,05%	0,22%	0,31%	0,47%	0,55%	0,92%	1,41%	2,07%	2,75%	3,13%	4,16%	4,89%	5,16%	5,21%	5,42%
68%	0,00%	0,07%	0,33%	0,45%	0,69%	0,80%	1,33%	2,01%	2,87%	3,79%	4,24%	5,57%	6,46%	6,80%	6,89%	7,13%
70%	0,00%	0,11%	0,48%	0,66%	0,99%	1,14%	1,87%	2,77%	3,90%	5,07%	5,63%	7,28%	8,41%	8,86%	8,94%	9,19%
72%	0,00%	0,17%	0,68%	0,93%	1,38%	1,59%	2,56%	3,73%	5,17%	6,63%	7,33%	9,42%	10,79%	11,28%	11,31%	11,58%
74%	0,00%	0,24%	0,95%	1,29%	1,90%	2,16%	3,43%	4,92%	6,72%	8,53%	9,44%	11,93%	13,55%	14,06%	14,09%	14,44%
76%	0,00%	0,34%	1,30%	1,77%	2,54%	2,89%	4,49%	6,34%	8,56%	10,83%	11,85%	14,82%	16,68%	17,24%	17,32%	17,71%
78%	0,01%	0,47%	1,78%	2,33%	3,35%	3,76%	5,75%	8,04%	10,79%	13,45%	14,65%	18,09%	20,15%	20,91%	20,96%	21,54%
80%	0,01%	0,64%	2,32%	3,06%	4,30%	4,80%	7,23%	10,06%	13,28%	16,39%	17,77%	21,61%	24,11%	24,92%	25,19%	25,84%
82%	0,01%	0,86%	3,00%	3,90%	5,42%	6,00%	8,99%	12,30%	16,07%	19,62%	21,07%	25,61%	28,35%	29,54%	29,74%	30,25%
84%	0,02%	1,12%	3,78%	4,88%	6,68%	7,39%	10,93%	14,77%	19,06%	23,00%	24,80%	29,81%	33,15%	34,31%	34,26%	34,59%
86%	0,02%	1,43%	4,67%	5,95%	8,09%	8,96%	13,02%	17,36%	22,15%	26,70%	28,65%	34,50%	37,99%	38,89%	38,64%	38,95%
88%	0,03%	1,79%	5,64%	7,13%	9,66%	10,62%	15,19%	20,04%	25,45%	30,40%	32,80%	39,06%	42,48%	43,22%	42,91%	43,25%
90%	0,04%	2,18%	6,68%	8,43%	11,29%	12,32%	17,38%	22,81%	28,69%	34,26%	36,87%	43,25%	46,57%	47,29%	47,00%	47,12%

Quadro 68 – 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 com vencimento em maio

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em Janeiro				
	92%	94%	96%	98%	100%
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 69 – 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%	2,17%	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%
	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%

Quadro 70 – 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 maio						
	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
Nível de cobertura para produtividade no município de Sarandi							
60%	0,01%	0,03%	0,49%	1,76%	1,90%	2,01%	2,07%
62%	0,02%	0,04%	0,69%	2,46%	2,60%	2,66%	2,74%
64%	0,02%	0,05%	0,90%	3,17%	3,42%	3,42%	3,42%
66%	0,03%	0,07%	1,17%	4,10%	4,23%	4,23%	4,32%
68%	0,04%	0,08%	1,48%	5,01%	5,23%	5,28%	5,41%
70%	0,05%	0,10%	1,79%	6,13%	6,57%	6,64%	6,73%
72%	0,06%	0,12%	2,19%	7,54%	8,06%	8,19%	8,25%
74%	0,07%	0,15%	2,69%	9,21%	9,82%	9,87%	10,01%
76%	0,09%	0,18%	3,24%	11,10%	11,70%	11,85%	12,08%
78%	0,11%	0,22%	3,85%	13,16%	13,90%	14,17%	14,22%
80%	0,13%	0,26%	4,59%	15,48%	16,42%	16,46%	16,54%
82%	0,15%	0,30%	5,33%	18,11%	18,87%	19,06%	19,28%
84%	0,18%	0,35%	6,23%	20,60%	21,80%	21,95%	22,38%
86%	0,20%	0,41%	7,04%	23,69%	24,92%	25,28%	25,48%
88%	0,23%	0,46%	8,06%	26,90%	28,34%	28,61%	28,72%
90%	0,26%	0,52%	9,10%	30,31%	31,84%	32,03%	32,19%
92%	0,29%	0,59%	10,21%	33,71%	35,39%	35,64%	35,93%
94%	0,33%	0,66%	11,32%	37,22%	39,07%	39,41%	40,11%
96%	0,36%	0,72%	12,47%	40,81%	42,91%	43,72%	43,94%
98%	0,40%	0,79%	13,65%	44,54%	47,29%	47,53%	47,56%
100%	0,43%	0,86%	14,86%	48,72%	51,06%	51,10%	51,41%

Quadro 71 – 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 maio

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 72 – 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														
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul	74%	76%	78%	80%	82%	84%	86%	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
	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%	0,44%
	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%	0,63%
	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%	0,88%
	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%	1,19%
	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%	1,60%
	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%	2,12%
	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%	2,78%
	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%	3,59%
	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%	4,58%
	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%	5,76%
	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%	7,18%
	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%	8,92%
	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%
	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%	13,38%
	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%
	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%
	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%	22,34%
	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%
	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%
	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%
	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%

Quadro 73 – 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 com vencimento em março

Fonte: Resultados da pesquisa.

	Nível de cobertura para preços futuros corrigidos com vencimento em maio						
	88%	90%	92%	94%	96%	98%	100%
Nível de cobertura para produtividade no município de Pirai do Sul							
60%	0,00%	0,00%	0,06%	0,40%	0,43%	0,43%	0,43%
62%	0,00%	0,00%	0,10%	0,56%	0,60%	0,59%	0,59%
64%	0,00%	0,00%	0,14%	0,77%	0,82%	0,82%	0,85%
66%	0,00%	0,00%	0,20%	1,04%	1,13%	1,16%	1,17%
68%	0,00%	0,00%	0,28%	1,44%	1,54%	1,58%	1,62%
70%	0,00%	0,01%	0,40%	1,95%	2,10%	2,14%	2,14%
72%	0,00%	0,01%	0,55%	2,60%	2,78%	2,80%	2,82%
74%	0,00%	0,01%	0,76%	3,40%	3,61%	3,64%	3,67%
76%	0,01%	0,02%	1,00%	4,38%	4,64%	4,71%	4,71%
78%	0,01%	0,03%	1,32%	5,56%	5,91%	5,91%	5,91%
80%	0,02%	0,04%	1,71%	7,01%	7,35%	7,35%	7,41%
82%	0,02%	0,06%	2,18%	8,61%	9,01%	9,10%	9,17%
84%	0,03%	0,08%	2,71%	10,50%	11,05%	11,14%	11,23%
86%	0,05%	0,11%	3,36%	12,77%	13,40%	13,48%	13,54%
88%	0,06%	0,14%	4,13%	15,27%	16,09%	16,10%	16,12%
90%	0,08%	0,18%	4,98%	18,17%	18,99%	19,00%	19,07%
92%	0,10%	0,23%	5,97%	21,24%	22,17%	22,25%	22,44%
94%	0,13%	0,29%	7,04%	24,58%	25,76%	25,95%	26,11%
96%	0,16%	0,36%	8,18%	28,27%	29,71%	29,92%	29,82%
98%	0,20%	0,43%	9,45%	32,32%	33,93%	33,81%	33,96%
100%	0,24%	0,51%	10,85%	36,52%	37,98%	38,14%	38,40%

Quadro 74 – 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 maio

Fonte: Resultados da pesquisa.