



CAROLINE OLIVEIRA SANTOS

**A DISTRIBUIÇÃO SKEW-NORMAL COMO
MODELO PARA A PRODUTIVIDADE DE
MILHO APLICADA AO SEGURO AGRÍCOLA**

LAVRAS – MG

2011

CAROLINE OLIVEIRA SANTOS

**A DISTRIBUIÇÃO SKEW-NORMAL COMO MODELO PARA A
PRODUTIVIDADE DE MILHO APLICADA AO SEGURO AGRÍCOLA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. João Domingos Scalon

LAVRAS – MG

2011

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca da UFLA**

Santos, Caroline Oliveira.

A distribuição Skew-Normal como modelo para a produtividade de milho aplicada ao seguro agrícola / Caroline Oliveira Santos. – Lavras : UFLA, 2011.

93 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2011.

Orientador: João Domingos Scalon.

Bibliografia.

1. Densidade Skew-Normal. 2. Indenização. 3. APH. 4. Séries temporais. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 519.24

CAROLINE OLIVEIRA SANTOS

**A DISTRIBUIÇÃO SKEW-NORMAL COMO MODELO PARA A
PRODUTIVIDADE DE MILHO APLICADA AO SEGURO AGRÍCOLA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, área de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 11 de março de 2011.

Dr. Lucas Monteiro Chaves UFLA

Dr. Vitor Augusto Ozaki ESALQ/USP

Dr. João Domingos Scalon
Orientador

LAVRAS – MG

2011

AGRADECIMENTO

O mestrado é uma parte da minha vida que será lembrada com carinho especial. A família, os amigos, os professores, os servidores técnico-administrativos, dentre tantos outros que participaram desta realização, terão meu duradouro reconhecimento e eterna gratidão.

O trabalho foi pesado, as leituras e as pesquisas também. Por vezes achei que eu não chegaria ao fim. Nem posso me lembrar de quando eu perdi uns quatro meses programando a densidade da Skew-Normal, que, por simples inocência, não consegui encontrar no R. Aí foi uma luta (rs), mas enfrentada bravamente, com a companhia do Crysttian, que me ajudou e apoiou até que, um belo dia, eu “achei” que havia conseguido. Então, enviei o programa para o professor Marcos (UFSJ) dar uma olhada e verificar se estava certo. E veio a notícia: - professor Marcos: “Carol, acho melhor você usar a densidade da Skew-Normal que está no R. Segue o comando: > dsnorm”. A reação veio na mesma hora: Eu “NÃO A-CRE-DI-TO. Estou programando há nem sei quanto tempo e estava tudo pronto no R?!!!”. É, mas, às vezes, isso acontece... e depois a gente dá risada.

Vamos ao que interessa. Agradeço a Deus, pela minha existência e pela família que Ele escolheu para mim. Sem a menor das dúvidas, meus pais, em primeiro lugar, são os maiores colaboradores e devo a eles – Diógenes e Cida – meu maior agradecimento pelo apoio incondicional aos meus estudos e todos os valores que vocês me ensinaram.

Ao meu irmão, Haroldo, obrigada, por me salvar em vários “sufocos” com o computador, senão hoje não teria dissertação. Obrigada, Naira pelo incentivo.

Agradeço a todos os amigos de turma que me acompanharam nesta trajetória. São eles: Adriana, Andressa, Alexandre, Diogo, Felipe, Hernani, Izabela, Jair, Luzia, Suzana, Thalita e Vanessa.

A todos os amigos que conquistei com o passar do tempo: Crysttian, Maíra, Josi (secretária da pós), Josi (secretária da graduação), Ana Paula, Ana Lúcia, Edcarlos, Paulo Emiliano e muitos outros que nem cabem aqui e que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização da dissertação e/ou meu crescimento pessoal.

As pessoas queridas que estiveram envolvidas na minha formação, professores Francinildo, Marcos, Claret, Viviane, Adélia e Mário William, da UFSJ; Daniel, Paulo Bola, Delly, Augusto, Marcelo Cirillo, Thelma, Marcelo Oliveira, Renato e Lucas, da UFLA e Vitor e Shirota, da ESALQ. Professor Scalon e tantos outros, reconheço e agradeço a grande contribuição que vocês deram para a minha vida, pois o conhecimento é para a vida toda.

Agradecimento especial ao meu querido orientador João Domingos Scalon, pelos conselhos, ensinamentos e principalmente pela amizade e ao professor Vitor (ESALQ), grande pesquisador, que sempre me atendeu prontamente e esclareceu minhas infinitas dúvidas sobre o seguro agrícola.

Aos familiares e amigos, meu muito obrigada. Às vezes, por compreenderem minha ausência, outras pelas palavras de apoio.

Agradecimento ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo suporte financeiro durante o mestrado.

Obrigada a todos os envolvidos. Eu tenho um lugarzinho especial para guardar com carinho lembranças de cada um de vocês.

"Mesmo as noites totalmente sem
estrelas podem anunciar a aurora de
uma grande realização."

Martin Luther King

RESUMO

A necessidade de seguro agrícola fica mais evidente diante de problemas climáticos que estão se tornando cada vez mais frequentes e trazem grandes prejuízos ao setor. Um dilema enfrentado pelas seguradoras brasileiras é o cálculo de prêmios e pagamentos esperados para o seguro agrícola, pois ainda não está disponível uma teoria atuarial consolidada voltada para esta área. O seguro agrícola comercializado no Brasil tem como estimador a produtividade agrícola média municipal dos últimos quatro ou cinco anos. Esta metodologia pode causar distorções na previsão das taxas de prêmio e pagamentos esperados do seguro. Diversos pesquisadores consideram que usar um modelo para a distribuição de produtividade agrícola é uma metodologia mais adequada para este propósito. Entretanto, o uso de diferentes modelos pode acarretar diferenças economicamente significativas na estimativa do pagamento esperado do seguro agrícola. Neste estudo propõe-se a distribuição Skew-Normal como uma alternativa à distribuição Normal para modelar a distribuição da produtividade agrícola no Brasil. Foram analisadas séries de produtividade de milho, no período de 1981 a 2007, em trinta municípios do estado do Paraná. Os resultados mostraram que as séries de produtividade apresentam problemas como tendência e dependência, o que impede o ajuste de modelos probabilísticos diretamente a estas séries. Feitas as correções dos problemas, pode-se mostrar que a distribuição Skew-Normal apresentou melhores ajustes que a distribuição Normal para a grande maioria dos municípios e, conseqüentemente, melhores estimativas para o pagamento esperado do seguro agrícola para a cultura de milho.

Palavras-chave: Densidade Skew-Normal. Indenização. APH. Séries Temporais.

ABSTRACT

The necessity for crop insurance is more evident in the face of weather problems that are becoming increasingly frequent and bring great losses to the sector. A dilemma faced by Brazilian insurers is how to calculate premiums and expected payments for crop insurance, since there is not yet available a consolidated actuarial theory for this area in the country. The crop insurance, which is marketed in Brazil, has an estimator based on the average of the municipal agricultural productivity over the last four or five years. This methodology can affect the estimates of premium rates and expected payments of insurance. Many researchers believe that using a distribution model for the agricultural productivity is an appropriate methodology for this purpose. However, the use of different models can lead to economically significant differences in estimating the expected payment of crop insurance. This study proposes the Skew-Normal distribution as an alternative to the Normal distribution to model the distribution of agricultural productivity in Brazil. It was analyzed time series of corn yields from 1981 to 2007 from thirty cities in the state of Paraná. The results showed that the time series present problems such as productivity trends and dependence which prevents fitting probabilistic models directly to these series. After correcting these problems, the results showed that the Skew-Normal distribution presented best fits than the normal distribution for the vast majority of series and, consequently, better estimates for the expected payment of crop insurance for corn crop in Brazil.

Key-words: Skew-Normal Density. Indemnity. APH. Time Series.

APRESENTAÇÃO

Esta dissertação faz parte da Linha de Pesquisa “Estatística Aplicada”, do Grupo de Pesquisa em Planejamento e Análise de Experimentos, do Departamento de Ciências Exatas (DEX), da Universidade Federal de Lavras (UFLA), cadastrado e certificado na base de grupos de pesquisa do CNPq. Está inserida no projeto Seguro Agrícola: Modelagem Estatística e Precificação, do Programa Nacional de Cooperação Acadêmica (PROCAD/CAPES), que envolve as seguintes instituições federais de ensino: ESALQ/USP, IME/USP, UFLA e UFMG.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1	Visão geral do seguro agrícola	13
2.1.1	Seguro rural e suas modalidades	15
2.2	Seguro agrícola no Brasil	17
2.2.1	Subvenção econômica ao prêmio do seguro rural	25
2.3	Distribuições de probabilidade e o seguro agrícola	27
3	MATERIAL E MÉTODOS	37
3.1	Dados	37
3.2	Séries temporais	38
3.2.1	Tendência	39
3.2.1.1	Processos auto-regressivos	40
3.2.1.2	Teste de Phillips-Perron	41
3.2.1.3	Corrigindo tendência	42
3.2.2	Dependência	43
3.2.2.1	Teste de Durbin-Watson	44
3.2.2.2	Função de autocorrelação	45
3.2.3	Heterocedasticidade	47
3.2.3.1	Análise gráfica	48
3.2.3.2	Teste de Breusch-Pagan	48
3.3	Distribuições de probabilidade	50
3.3.1	Distribuição normal	50
3.3.2	Distribuição Skew-Normal padronizada	51
3.3.3	Distribuição Skew-Normal com parâmetros de locação e escala	52
3.4	Adequabilidade do ajuste	54
3.5	Cálculo do pagamento esperado de indenização do seguro agrícola	55
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	57
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	82
5.1	Conclusão	82
5.2	Trabalhos futuros	82
	REFERÊNCIAS	83
	ANEXO	91

1 INTRODUÇÃO

Uma dificuldade enfrentada pelas seguradoras brasileiras é o cálculo das taxas para o seguro agrícola, pois ainda não está disponível uma teoria atuarial consolidada voltada para esta área. O seguro agrícola é pouco comercializado no Brasil, mas é amplamente utilizado por produtores rurais dos Estados Unidos e de outras localidades no mundo. Este tipo de seguro teria uma boa comercialização no Brasil, tendo em vista a proteção que traria para fazendeiros e suas produções.

A necessidade do seguro agrícola fica mais evidente diante de problemas climáticos que estão se tornando cada vez mais frequentes e trazem grandes prejuízos ao setor.

Desde 2003, os produtores rurais brasileiros estão tendo maiores incentivos do governo federal, com a implementação do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural. Este programa visa reduzir o custo do seguro para o produtor rural, auxiliando-o com a subvenção de um percentual do valor do prêmio, incentivando e proporcionando, aos mesmos, maior estabilidade de renda. Estes incentivos proporcionaram o crescimento do setor de seguro agrícola e, conseqüentemente, surge a necessidade de desenvolver meios para quantificar e precificar este tipo de seguro.

O seguro agrícola tem algumas peculiaridades que o diferenciam de outros tipos de seguro, tais como falta de dados, deficiência de normatização e/ou agência normatizadora, difícil precificação, elevada exposição às catástrofes, alto custo de fiscalização e peritagem. Tais peculiaridades fazem com que o seguro agrícola tenha prêmios elevados que desestimulam o desenvolvimento do mercado, tornando-o desinteressante para a iniciativa privada.

O seguro agrícola mais vendido no Brasil é o seguro de custeio, que assegura que o produtor terá uma produtividade mínima com um preço garantido. Este seguro tem como estimador a produtividade agrícola média municipal dos últimos quatro anos, fato que pode causar distorções na previsão das taxas do seguro. Vários autores propõem usar a modelagem da série de dados, com a utilização de distribuições de probabilidade, para prever a produtividade de determinada cultura para o ano seguinte. A partir desse modelo é feita a previsão dos pagamentos esperados para o ano subsequente aos dados da série.

A densidade Normal tem sido o modelo mais utilizado para representar a distribuição de produtividade para o cálculo do seguro agrícola. Entretanto, nos últimos anos, o uso da distribuição Normal tem sido criticado por diversos pesquisadores que sugerem modelos alternativos.

Sabe-se que o uso de diferentes distribuições de probabilidade, para representar a produtividade agrícola, pode acarretar diferenças economicamente significativas no cálculo do prêmio do seguro e afetar outros componentes que entram no gerenciamento de risco de decisões dos agricultores. Assim, uma sistemática comumente utilizada no cálculo do seguro agrícola consiste em ajustar diversas distribuições de probabilidade para os dados de produtividade de cada fazenda ou município. Testa-se a adequabilidade do ajuste das distribuições e escolhe-se aquela de melhor aderência aos dados.

Este trabalho foi realizado com o objetivo de propor a distribuição Skew-Normal como um modelo alternativo à distribuição Normal para a estimação dos pagamentos esperados do seguro agrícola dentro do cenário agrícola brasileiro. Para tal, serão utilizados dados da produtividade de milho, coletados no período de 1981 a 2007, em trinta municípios do estado do Paraná.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O seguro agrícola ainda é, relativamente, desconhecido no Brasil e, conseqüentemente, pouco comercializado. Nesse sentido, neste capítulo busca-se apresentar, de forma geral, o seguro agrícola e quais e como as distribuições de probabilidade estão inseridas nesse contexto. Este capítulo está dividido nos seguintes tópicos: visão geral do seguro agrícola (2.1), seguro agrícola no Brasil (2.2) e, por fim, distribuições de probabilidade e o seguro agrícola (2.3).

2.1 Visão geral do seguro agrícola

A agricultura é uma das mais antigas atividades desempenhadas pelo ser humano. Ela começou quando povos primitivos observaram que alguns grãos destinados à alimentação, quando enterrados, germinavam e geravam novas plantas iguais as que os originaram. A partir dessa descoberta primitiva, a agricultura se desenvolveu e tornou-se um grande negócio, fundamental para a existência humana. Assim, surgiu a necessidade de criar mecanismos de proteção que tragam mais segurança aos produtores e suas culturas. De acordo com Ozaki (2006b), o seguro é uma das formas mais eficazes de se transferir o risco dos produtores para outros agentes econômicos.

Tarifas precisas são essenciais para o bom desenvolvimento de um programa de seguros. Os prêmios de seguro se destinam a cobrir perdas ao longo do tempo. O que a seguradora procura fazer é estimar rendimentos de safras futuras, no intuito de prever as perdas esperadas e pagamentos. A situação ideal seria estabelecer um prêmio justo.

Segundo Ozaki (2005b, p. 171), tem-se um prêmio justo¹ “quando a probabilidade de um acidente ocorrer é igual ao prêmio por unidade de compensação ou quando o prêmio for igual à indenização esperada”.

Tendo em vista que o indivíduo tem aversão ao risco, Ozaki (2005b) mostra que o contrato de seguro justo e completo é preferível à situação sem seguro. Este contrato possibilita ao indivíduo trocar a distribuição da renda incerta pela renda certa. Porém, o prêmio justo leva em conta a pressuposição de lucro igual a zero, por parte da seguradora. Este fato não condiz com a realidade, pois os custos não são nulos, o que justifica um prêmio maior que o valor justo.

Conforme apresentado por Skees e Reed (1986), um problema frequente é a baixa correlação entre os prêmios esperados e os prêmios reais, o que dificulta o controle de problemas de seleção adversa.

Estudos também apontam que, se as taxas de prêmio não estão bem definidas, a seguradora pode ter problemas de seleção adversa e risco moral (COBLE et al., 1997; JUST; CALVIN; QUIGGIN, 1999; OZAKI, 2005b). Por exemplo, taxas de prêmio mais altas selecionam indivíduos mais predispostos a requerer pelo contrato de seguro; estes indivíduos pertencem ao grupo de alto risco.

Conforme descrito por Ozaki (2005b), a seleção adversa ocorre quando a seguradora faz seguro para propriedades rurais com alta probabilidade de ocorrência de sinistros, não conseguindo distinguir entre os diferentes grupos de risco. A seleção adversa pode levar a seguradora à ruína.

Segundo Ozaki (2005b, p. 197), “o risco moral se refere ao fato de que a decisão ótima do segurado pode mudar em função da aquisição do seguro”. Ele afirma, ainda, que, de modo geral, “o risco moral ocorre no seguro agrícola

¹ Um contrato de seguro justo e completo é aquele em que o prêmio justo é igual à perda esperada, mas sabe-se que toda perda é indenizada. Pode-se concluir, então, que o prêmio justo é igual à indenização esperada (OZAKI, 2005, p. 171).

quando a firma seguradora é incapaz de observar se o produtor utilizou adequadamente ou não o fator de produção (fertilizantes, defensivos, etc.)”.

Um obstáculo enfrentado pelo mercado segurador agrícola é a falta de dados representativos. Para as análises estatísticas e atuariais, a situação ideal seria ter disponível uma série temporal relativamente longa, com observações confiáveis de produtividade agrícola para cada tipo de cultura. Estas observações devem conter informações sobre o perfil de risco de cada unidade a ser assegurada.

Como lembra Ozaki (2005b, 2006b), a ciência atuarial é baseada em metodologias que assumem algumas pressuposições, tais como independência entre as unidades seguradas, fazendo com que o risco agregado se torne menor que o risco individual. O seguro agrícola apresenta algumas particularidades que violam completa ou parcialmente tais pressuposições (OZAKI, 2006b, 2007). Deve-se notar também que um evento climático que atinja uma determinada cultura pode afetar não apenas um produtor, mas uma vasta extensão territorial e muitos outros produtores (OZAKI, 2005b).

Dada a natureza sistêmica do risco, a pressuposição de independência entre as unidades seguradas é violada, fazendo com que o risco agregado seja maior que o risco individual (OZAKI, 2005b, 2007). Uma infraestrutura bem elaborada faz-se necessária para gerenciar toda a fiscalização dos sinistros e poderia elevar significativamente os custos do seguro.

2.1.1 Seguro rural e suas modalidades

O seguro rural é um instrumento de política agrícola que permite ao produtor resguardar-se contra danos acarretados principalmente por fenômenos climáticos. Porém, o seguro rural é mais amplo que isto, pois ele pode assegurar não só a atividade agrícola, mas também a atividade pecuária, o patrimônio do

produtor rural, seus produtos, o crédito para a comercialização desses produtos, além do seguro de vida dos produtores (SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS - SUSEP, 2011). Segundo a SUSEP (2011), cada uma das modalidades de seguro agrícola tem o seu desígnio conforme exposto a seguir.

Seguro agrícola: este seguro cobre as explorações agrícolas contra perdas decorrentes principalmente de fenômenos meteorológicos. Cobre, basicamente, a vida da planta, desde sua emergência até a colheita, contra a maioria dos riscos de origem externa, tais como incêndios e raios, trombas d'água, ventos fortes, granizo, geadas, chuvas excessivas, secas e variações excessivas de temperatura.

Seguro pecuário: este seguro tem por objetivo garantir o pagamento de indenização em caso de morte de animal destinado, exclusivamente, a consumo, produção, cria, recria, engorda ou trabalho por tração. Os animais destinados à reprodução por monta natural, coleta de sêmen ou transferência de embriões, cuja finalidade seja, exclusivamente, o incremento e/ou melhoria de plantéis daqueles animais mencionados no parágrafo anterior, estão também enquadrados na modalidade de seguro pecuário.

Seguro aquícola: este seguro garante indenização por morte e/ou outros riscos inerentes a animais aquáticos (peixes, crustáceos, etc.), em consequência de acidentes e doenças.

Seguro de benfeitorias e produtos agropecuários: este seguro tem por objetivo cobrir perdas e/ou danos causados aos bens, diretamente relacionados às atividades agrícola, pecuária, aquícola ou florestal, que não tenham sido oferecidos em garantia de operações de crédito rural.

Seguro de penhor rural: o objetivo é cobrir perdas e/ou danos causados aos bens, diretamente relacionados às atividades agrícola, pecuária, aquícola ou florestal, que tenham sido oferecidos em garantia de operações de crédito rural. Observada a natureza da instituição financeira, o seguro de penhor rural se

divide em dois ramos distintos: penhor rural – instituições financeiras públicas e penhor rural – instituições financeiras privadas.

Seguro de florestas: este seguro tem o objetivo de garantir pagamento de indenização pelos prejuízos causados nas florestas seguradas, identificadas e caracterizadas na apólice, desde que tenham decorrido diretamente de um ou mais riscos cobertos.

Seguro de vida: este seguro é destinado ao produtor rural devedor de crédito rural e terá sua vigência limitada ao período de financiamento; o beneficiário será o agente financiador.

Seguro de cédula do produto rural (CPR): o seguro de CPR tem por objetivo garantir ao segurado o pagamento de indenização, na hipótese de comprovada falta de cumprimento, por parte do tomador, de obrigações estabelecidas na CPR. É um título emitido por produtor rural ou suas associações, inclusive cooperativas, criado pela Lei nº 8.929, de 22/08/94. O produtor rural, por meio da CPR, vende a termo sua produção agropecuária, recebe o valor da venda no ato da formalização do negócio e se compromete a entregar o produto vendido na quantidade, com a qualidade e em local e data estipulados no título.

2.2 Seguro agrícola no Brasil

Uma das principais atividades econômicas brasileiras é o agronegócio. No ano de 2006, ele foi responsável por 26,7% do Produto Interno Bruto (PIB) e 36,9% das exportações totais de nosso país. Nos anos de 2007 e 2008, o PIB do agronegócio apresentou resultados positivos, com crescimento de 7,89% em 2007 e de 6,95% em 2008. Em 2009, houve queda de 6% em relação ao ano anterior, segundo a Confederação de Agricultura e Pecuária do Brasil (2010

citado por PORTAL DE NOTÍCIAS R7, 2011). Tal queda pode ser explicada pela crise internacional que ocorreu naquele período.

Em 2010, a produção agrícola no Brasil foi recorde, alcançando 149,5 milhões de toneladas, contando com cereais, leguminosas e oleaginosas. Este número supera em 11,6% a produção do ano anterior (PRODUÇÃO..., 2011). O resultado inédito contrasta com a diminuição de 1,3% da área plantada, um sinal de que houve crescimento na produtividade, levando em conta o conjunto das lavouras. O recorde firma o Brasil entre os principais países produtores agrícolas do mundo.

A população brasileira, em 1980, era de 119.002.706 e, atualmente, de acordo com o Censo de 2010, é de 190.732.694 de pessoas (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2011). Com o crescimento da população, aumenta a demanda por alimentos e vários outros bens gerados pelo setor do agronegócio brasileiro. O país está em primeiro lugar na exportação de café, cana de açúcar e sucos de frutas (PRODUÇÃO..., 2011) e a Organização Mundial do Comércio (OMC) aponta, em 2010, o Brasil como o terceiro maior exportador agrícola do mundo, atrás apenas de Estados Unidos e da União Europeia (LANDIM, 2011).

Em contraste com o crescimento acentuado da produtividade agrícola, o mercado de seguro agrícola no Brasil tem se desenvolvido a curtos passos devido, principalmente, à falta de instrumentos que permitam precificar adequadamente o seguro e quantificar o risco associado a essa atividade.

Em 1954, durante o governo de Getúlio Vargas, ocorreu no Brasil o primeiro esforço de destaque do Governo Federal em instalar o seguro rural. Naquela época, foi criada a Companhia Nacional de Seguro Agrícola (CNSA) e o Fundo de Estabilidade do Seguro Agrário, pela Lei nº 2.168, de janeiro de 1954.

Ozaki (2006b) comenta que a companhia foi criada como uma sociedade de economia mista, com o objetivo de desenvolver operações de seguros rurais. Quando foi criada, a CNSA não tinha alguma experiência e conhecimento no ramo de seguros. Também não havia dados estatísticos para formalizar e desenvolver um programa de seguro agrícola. Mesmo assim, a CNSA deu início às suas atividades. Havia cinco filiais regionais que operavam no centro-sul do país.

A CNSA atuou durante treze anos e teve um fim calamitoso, tanto pelo lado gerencial quanto operacional. Alguns problemas que levaram à sua dissolução foram: interferências de ordem política, altos custos administrativos, sucessivos déficits e problemas de seleção adversa. Tomando como base o ramo rural, devido à falta de apoio do governo, o seguro agrícola teve consequências, na maioria das vezes, arruinadoras. O seguro agrícola é uma atividade que oferece alto risco para as seguradoras. Sendo assim, esta modalidade foi desprezada e condenada como deficitária pelas companhias de seguro (OZAKI, 2006b).

O Programa de Garantia da Atividade Agropecuária, o PROAGRO, foi, desde sua criação, em 1966 até 2003 (no âmbito do governo federal), a única maneira de proteção disponível aos produtores contra eventuais variações não esperadas da produção causadas por fenômenos climáticos adversos (OZAKI, 2006a).

Atualmente, a situação é outra. A iniciativa privada tem um apoio maior do governo federal com a subvenção ao Prêmio do Seguro Rural. Porém, a subvenção não é garantia de um programa de seguro rural funcional e sustentável.

Os aspectos teóricos do seguro agrícola são revisitados no trabalho de Ozaki (2006b) e alguns pontos que merecem atenção para o bom

desenvolvimento de um programa de seguro rural são listados. Um resumo destes pontos apresentados por Ozaki (2006b) é apresentado a seguir.

- a) (...) O governo deve ter apoio de seguradoras (nacionais e internacionais), resseguradoras (internacionais) e especialistas do meio acadêmico;
- b) planejamento minucioso e a execução de projetos-piloto de pequeno porte, a fim de que experiências possam ser acumuladas e o déficit, se ocorrer, seja minimizado;
- c) suporte de outros órgãos e centros de pesquisa em diferentes áreas do conhecimento. O seguro rural extrapola os limites do mercado securitário e da ciência atuarial. Neste ramo são requisitadas noções aprofundadas de engenharia agrônômica, florestal, sensoriamento remoto, meteorologia, geografia, veterinária, etc.;
- d) a coleta de informações (com determinada periodicidade) para a formação de um banco de dados estatísticos específicos de cada produtor é importante para caracterizar sua estrutura de risco, apreçar contratos com maior grau de precisão, entre outros propósitos;
- e) incentivos à demanda. Por meio de subsídios ao prêmio, o governo incentiva a participação dos produtores no programa, na medida em que reduz o custo do seguro;
- f) incentivos à oferta – a médio-longo prazo, é desejável que exista também apoio às seguradoras, por meio de subsídio direto ou indireto. Devido ao alto risco intrínseco à atividade agrícola, as seguradoras não se sentem motivadas a ofertar o seguro em áreas de maior risco;
- g) a criação de uma instituição governamental sólida é fundamental para nortear e desenvolver o mercado securitário rural no país. O órgão central deve ter autonomia suficiente para exercer suas atividades sem interferências de interesses político-partidários;

- h) privilegiar o seguro agrícola como principal forma de política agrícola governamental voltada ao gerenciamento do risco, pois, além de mitigá-lo, o seguro agrícola subsidiado transfere recursos do governo para o setor rural de maneira mais eficiente;
- i) problemas de seletividade. Para evitar a seleção adversa, ou antisseleção, é necessário, entre outras medidas, caracterizar precisamente o risco de cada produtor e apreçar com exatidão cada um dos segurados, por meio de metodologias adequadas;
- j) um problema semelhante ocorre quando produtores, com produtividade histórica maior do que a média do município, são desencorajados a demandar pelo contrato de seguro, pagando o mesmo preço que produtores com histórico de produtividade menor. Esta situação ocorre quando o prêmio é estabelecido em bases regionais. Como consequência imediata ocorre uma queda na participação dos produtores no programa de seguro;
- k) atenção especial deve ser dada às metodologias atuariais de apreçamento de contratos de seguro. Contrariamente aos ramos mais tradicionais, o seguro agrícola apresenta diversas peculiaridades que merecem um cuidado maior no momento da modelagem estatística e da subscrição dos riscos;
- l) problemas de fraude. Para evitá-los, três pontos merecem destaque: i) a elaboração de contratos que incentivem a correta ação por parte do produtor; ii) fiscalizações frequentes na lavoura (antes, durante e no final da safra), por exemplo, as geotecnologias (sistemas de informação geográfica (SIG), cartografia digital, sensoriamento remoto por satélites, sistema de posicionamento global, aerofotogrametria, entre outros) podem inibir certas práticas fraudulentárias e iii) penalizações severas – desde a inelegibilidade do produtor em participar futuramente do programa, passando por pagamento de multas e devolução da quantia indenizada, até condenações à pena de prisão – devem ser aplicadas rigorosamente aos segurados;

- m) o Fundo de Estabilidade do Seguro Rural (FESR). As seguradoras podem recorrer ao Fundo na ocorrência de eventos caracterizados como catastróficos. Teoricamente, o repasse dos recursos para as seguradoras deveria ser imediato. Mas, na prática, o resgate dos recursos pelas seguradoras tem sido longo e demorado. Dessa forma, a nova regulamentação do Fundo deve garantir que: i) os recursos estejam disponíveis às seguradoras, quando necessário e ii) o repasse dos recursos do Fundo às seguradoras seja feito com maior agilidade;
- n) a abertura do mercado de resseguros é outro quesito importante. Atualmente, o resseguro ainda é monopólio do IRB Brasil Re;
- o) amplo programa de divulgação do seguro agrícola por meio dos diferentes tipos de mídia para: i) recuperar a imagem do seguro agrícola e ii) divulgar e educar os produtores em relação aos novos produtos ofertados pelas seguradoras.;
- p) apoio de especialistas no meio acadêmico, no sentido de gerar informação relevante e de qualidade para auxiliar no processo de tomada de decisão dos agentes no mercado securitário. Estudos acadêmicos podem auxiliar: i) os gestores no desenvolvimento de políticas públicas; ii) os profissionais do mercado a tomarem suas decisões estratégicas e iii) os produtores a entenderem os mecanismos e os benefícios do seguro agrícola. No Brasil, algumas poucas publicações de qualidade se perdem nas prateleiras das bibliotecas. Nesse sentido, é necessária a criação de um ambiente de discussão sobre diferentes temas relacionados ao seguro agrícola com a participação de acadêmicos, profissionais do mercado, produtores, representantes do governo, entre outros. [...]

A agricultura é uma atividade desprovida de mecanismos de defesa contra ocorrências que fogem ao controle do produtor rural. As pragas e os

eventos climáticos severos podem determinar uma queda na produtividade agrícola esperada. Conforme exposto por Ozaki (2005a), a quebra de safra pode lesar não só o produtor atingido, mas a dinâmica econômica de toda uma região ou, até mesmo, de um país, dependendo de quão bruscos e abrangentes sejam o evento climático ou a ocorrência de doenças e pragas.

A queda na produção agrícola não traz boas consequências para o país, pois, além do risco de haver uma alta nos preços, pode ser que haja necessidade de importar alimentos, obrigando o importador do país a pagar o preço que lhe for solicitado. Afeta diretamente a economia do país e cria sérios problemas para produtores que adquiriram empréstimo para custeio da safra, desencorajando-os a continuar na atividade. Por este motivo é importante que o governo atente para o equilíbrio do mercado de produtos agrícolas, assegurando preços mínimos para esses produtos.

Os produtores desenvolveram alguns mecanismos de defesa e atenuação do risco, tais como a diversificação de culturas, a diversificação espacial e intersetorial e a utilização de seguros (OZAKI, 2005a). O seguro propicia garantia de renda ao produtor, mesmo que aconteça algum evento climático incerto. Uma ampla revisão sobre contratos e condições para pagamentos de indenização foi realizada por Ozaki (2005a).

O Quadro 1 foi elaborado a partir do trabalho de Ozaki (2005a, p. 23) e confronta as diferenças entre o seguro de custeio e o seguro de produtividade.

Quadro 1 Principais diferenças entre os seguros de custeio e produtividade

Seguro de custeio	Seguro de produtividade
Contrato varia de acordo com o nível tecnológico.	--
Garante certo percentual (índice de perda) do orçamento do custeio.	Assegura reduções na produtividade.
Protege o financiamento contraído pelo produtor, mas não garante a receita que poderia ser atingida com a atividade.	Garante o valor da lavoura no momento da contratação.
Quando há quebra de safra, o produtor arca com a toda a perda, mas é ressarcido com base em um percentual do custeio.	Quando há perda de safra, a seguradora indeniza o produtor (a indenização é calculada multiplicando-se a diferença entre a produtividade garantida e a observada por um preço determinado no momento da contratação da apólice).

Fonte: Adaptado de Ozaki (2005a)

Finalmente, segundo Turvey e Zhao (1999), na ausência de informações perfeitas, ao que parece, a seleção adversa não pode ser eliminada sem perdas substanciais de informação. Embora haja uma variação substancial nos prêmios entre fazendas, a variação média dos prêmios não parece ser elevada em uma base por acre. Os agricultores reconhecem possíveis erros que dependem de sua própria percepção, relativos ao baixo risco que refletiu nos prêmios oferecidos. Conforme defendido por Ker e Goodwin (2000), a falta de dados de produtividade representa, de longe, o mais fundamental obstáculo para a recuperação das taxas de seguro exatas.

2.2.1 Subvenção econômica ao prêmio do seguro rural

Conforme exposto pela SUSEP (2011), a Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural (Decreto nº 5.121, de 29 de junho de 2004) é o pagamento, pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), de parte do prêmio de seguro rural devido pelo produtor.

O apoio governamental é essencial para a ampliação do mercado de seguro agrícola. O seguro agrícola tem elevados custos e a subvenção ao prêmio permite o acesso até de pequenos produtores ao seguro de suas produções. Como se sabe, o seguro agrícola é um importante mecanismo de administração do risco.

A Lei nº 10.823, aprovada pelo Governo Federal em 19 de dezembro de 2003, concede subvenção em parte do prêmio pago pelo produtor. Como lembra Ozaki (2005b), a subvenção será disponibilizada conforme a modalidade do seguro, o tipo de cultura e a espécie animal, categoria em que se encaixam os produtores e as regiões de produção. Terão prioridade as regiões produtoras consideradas redutoras de risco ou indutoras de tecnologia. Essa subvenção tem o objetivo de tornar o seguro rural mais acessível para todos os produtores rurais.

Como ressalva o Instituto de Economia Agrícola - IEA (2011), “o grande desafio, portanto, é fazer com que o produtor rural internalize a necessidade do seguro, considerando-o como instrumento de gestão de risco”. O objetivo da Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural é reduzir o custo do seguro para que um maior número de produtores possa utilizá-lo. Ainda segundo o IEA (2011), com a massificação do uso da subvenção, acontece uma pulverização dos riscos, o que possibilita condições para que haja um aumento no número de seguradoras do setor privado ingressando de forma sustentável neste mercado.

No Quadro 2 estão indicados os valores totais estimados da subvenção econômica do governo federal destinados ao seguro rural, para o triênio 2010-2012.

Quadro 2 Valor total da subvenção federal estimada. Brasil, 2010 a 2012

Ano civil	2010	2011	2012
Valor em R\$ (milhões)	451	570	680

Fonte: Brasil (2009)

No Quadro 3 são apresentados os limites e os percentuais da Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural para o triênio 2010-2012.

Quadro 3 Limites e percentuais de subvenção ao prêmio. Brasil, 2010 a 2012

Modalidade de seguro	Grupos de culturas	Percentuais de subvenção (%)	Limites em R\$
Agrícola	Feijão, milho segunda safra e trigo.	70	
	Ameixa, aveia, canola, caqui, cevada, centeio, figo, kiwi, linho, maçã, nectarina, pêra, pêssego, sorgo, triticale e uva.	60	
	Algodão, arroz, milho e soja.	50	
	Abacate, abacaxi, abóbora, abobrinha, alface, alho, amendoim, atemoia, banana, batata, berinjela, beterraba, cacau, café, caju, cana de açúcar, cebola, cenoura, cherimoia, chuchu, couve-flor, ervilha, escarola (chicória), fava, girassol, goiaba, graviola, jiló, laranja, lichia, lima, limão e demais cítricos, mamão, mamona, mandioca, manga, maracujá, melancia, melão, morango, pepino, pimentão, pinha, quiabo, repolho, sisal, tangerina, tomate, vagem e demais hortaliças e legumes.	40	96.000,00
Pecuário		30	32.000,00
de florestas		30	32.000,00
Aquícola		30	32.000,00
Valor máximo subvencionável			192.000,00

Fonte: Brasil (2009)

É relevante destacar que o programa de Subvenção Econômica ao Prêmio do Seguro Rural no Brasil se encontra em desenvolvimento. O valor disponibilizado pelo governo federal brasileiro, para o ano de 2007, para a subvenção ao seguro agrícola em todo o país, era suficiente para dar cobertura a 5 milhões de hectares, ou seja, apenas 8% da área explorada com culturas anuais e permanentes. Nos EUA, o seguro agrícola cobre mais de 90% da área plantada (UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO - USP, 2007).

2.3 Distribuições de probabilidade e o seguro agrícola

Uma das questões mais importantes da literatura relativa à modelagem do seguro agrícola diz respeito à utilização das distribuições de probabilidade na modelagem da produtividade agrícola. Os esforços se concentram no sentido de identificar a distribuição que melhor representa os rendimentos da produtividade agrícola para cada tipo de cultura.

Vários pesquisadores, como Atwood et al. (2002, 2003), Carriquiry, Babcock e Hart (2008), Just e Weninger (1999), Lawas (2005) e Sherrick (2004), dentre outros, argumentam que uma modelagem precisa do comportamento dos rendimentos para diversas culturas por distribuições de probabilidade é de fundamental importância para o cálculo das taxas de prêmio do seguro. Ozaki (2005b, p. 214) destaca que os métodos comumente empregados no cálculo da taxa de prêmio não levam em conta a incerteza relacionada ao cálculo da taxa, ou seja, “a forma da distribuição de probabilidade da variável aleatória representada pela produtividade agrícola”.

O cálculo dos pagamentos esperados e ou taxas para o seguro agrícola pode levar em conta distribuições de produtividade paramétricas (LAWAS, 2005; SHERRICK, 2004) e ou não-paramétricas (OZAKI; GOODWIN; SHIROTA, 2008; TURVEY; ZHAO, 1999). A grande vantagem das densidades

paramétricas é que, em geral, seu ajuste não requer uma série de produtividade muito longa. Os métodos não-paramétricos, apesar de serem mais flexíveis para descrever diferentes formas de densidades, não são aplicáveis quando há limitação de dados.

A importância das distribuições de produtividade foi analisada por Zanini et al. (2001), sob o ponto de vista econômico, tendo em vista os valores do seguro. Neste estudo, os autores tiram proveito de um conjunto de dados de alta qualidade, que contém um número relativamente grande de fazendas em um longo período de tempo, na maior região produtora de milho e soja dos Estados Unidos. Os autores mostraram que há grandes diferenças de pagamentos esperados de produtos de seguros agrícolas, dependendo da parametrização escolhida para representar produtividade.

Entre os modelos paramétricos ajustados para a distribuição da produtividade, a densidade Normal é o mais utilizado no cálculo do valor do seguro agrícola. Just e Weninger (1999) utilizaram extensivas bases de dados de produtividade para defender o uso do modelo Normal no cálculo do valor do seguro agrícola. Entretanto, o uso indiscriminado da distribuição Normal, para representar a produtividade, vem sendo questionado por diversos pesquisadores, conforme se apresenta a seguir.

Zanini et al. (2001) ajustaram as distribuições de probabilidade Normal, Log Normal, Logística, Beta e Weibull, com seus respectivos estimadores de máxima verossimilhança. Os resultados mostraram baixa qualidade de ajuste da distribuição Normal utilizando séries de produtividade de milho e soja dos Estados Unidos. Zanini et al. (2001) sugerem que a especificação de distribuições de produtividade, frequentemente não examinadas, pode levar a conclusões incorretas em importantes áreas de seguros e pesquisas de gestão de risco, tais como avaliação de taxas de apólices e do pagamento esperado de apólices.

Atwood et al. (2002) avaliaram os efeitos de assumir normalidade para o cálculo das taxas de prêmio de seguro utilizando um histórico de dados de dez anos de produtividade de fazendas americanas, no período de 1988 a 1997. Para cada fazenda, as taxas de prêmio geradas, assumindo resíduos normalmente distribuídos, foram contrastadas com as taxas geradas utilizando-se a distribuição empírica. Os autores concluíram que os prêmios podem ser seriamente afetados ao assumir normalidade, pois reduziram potencialmente as taxas de prêmio, para um grande número de produtores, para um tipo de seguro existente.

Atwood et al. (2003) também apontaram problemas no trabalho de Just e Weninger (1999), que falharam por não terem considerado, devidamente, que a tendência pode ter introduzido erro do tipo I em estudos anteriores nos quais foi examinada a normalidade da produtividade agrícola. Atwood et al. (2003) também afirmam que as tendências de estimativas individuais, tendo como base dados de curto prazo, tendem a enviesar a análise em uma direção do erro do tipo II, ou seja, falhando ao rejeitar normalidade quando a distribuição é realmente não Normal. Além disso, esses autores destacam os problemas de se trabalhar com um conjunto com poucos dados de produtividade, uma vez que se podem introduzir desvios significantes em testes de normalidade.

Ramírez, Misra e Field (2003) defendem que a família de distribuições Johnson S_U é uma das poucas que permitem modelar heterocedasticidade e autocorrelação. Em seu artigo, eles utilizaram uma forma expandida da família Johnson S_U como uma maneira de aproximar distribuições não-normais em modelos de regressão. Uma observação feita pelos autores é a de que o grau de melhora em relação ao modelo Normal depende do quanto a distribuição desvia da normalidade. Os autores argumentam que o seu modelo não Normal pode fornecer inferências estatísticas mais precisas e mais realistas que as técnicas de estimação atuais disponíveis que assumem normalidade.

Em outro trabalho, Ramírez, Misra e Field (2003) relatam que, no cinturão do milho, nos Estados Unidos, as produtividades de milho e soja são assimétricas à esquerda e, portanto, não podem ser consideradas normalmente distribuídas. Segundo o autor, esses resultados obtidos a partir do uso de um conjunto expandido de dados corroboram os resultados obtidos por ele mesmo (RAMÍREZ, 1997).

Norwood, Roberts e Lusk (2004) modelaram dados de produtividade de milho, soja e trigo do cinturão do milho, nos Estados Unidos e classificaram, quanto ao ajuste, distribuições de probabilidade utilizadas anteriormente por outros pesquisadores, tais como Gama (GALLAGHER, 1987), Beta (NELSON; PRECKEL, 1989), Normal (JUST; WENINGER, 1999), STOCHIHS (MOSS; SHONKWILER, 1993), MultiHs (RAMÍREZ, 1997) e SemiPar (GOODWIN; KER, 1998). Neste trabalho, Norwood, Roberts e Lusk (2004) apresentam um novo método para comparar modelos de produtividade agrícola, utilizando o que eles denominam valores de “out-of-sample” das funções de log-verossimilhança. Utilizando esse método de seleção de modelos de produtividade, os pesquisadores concluem que o modelo semiparamétrico (SemiPar) proposto por Goodwin e Ker (1998) tende a superar os outros.

Sherrick (2004) utilizou dados de milho e soja de 26 fazendas localizadas na maior região produtora dos Estados Unidos, entre os anos de 1972 a 1999, para ajustar as distribuições Normal, Logística, Weibull, Beta e Log Normal. Os autores concluíram que as distribuições Beta e Weibull forneceram os melhores ajustes, o que sugere a importância de se considerar distribuições que permitam assimetria à esquerda.

Os resultados obtidos por Sherrick (2004) também demonstram que a escolha da distribuição pode ter um impacto significativo nos valores esperados de pagamentos do seguro. Assim, a distribuição de probabilidade da produtividade não deve ser simplesmente aceita como uma premissa não

examinada, nem ser escolhida de acordo com a conveniência, sem se avaliar a significância econômica desta suposição.

Lawas (2005) avaliou o desempenho estatístico e as implicações do uso da família Johnson de distribuições para modelar prêmios de seguro agrícola em relação à distribuição Beta, que é comumente usada. Os resultados mostraram que, de fato, a família Johnson de distribuições é uma aproximação paramétrica altamente flexível para estimar corretamente distribuições de produtividade agrícola.

Kapiamba (2005) mostra até que ponto o não conhecimento da presença de heterocedasticidade, ou sua modelagem inadequada, acarreta inferências estatísticas enganadoras sobre a distribuição de produtividade agrícola. Ele chega a resultados que fornecem evidências contra a alegação de que praticamente todas as descobertas anteriores de não normalidade das colheitas estão infectadas por causa da ignorância de heterocedasticidade ou sua modelagem inadequada. O mesmo autor também aponta problemas no trabalho desenvolvido por Just e Weninger (1999). A principal falha nessa pesquisa é o fato de ela não considerar a heterocedasticidade nas séries de produtividade agrícola. Isso conduziu à falsa rejeição de normalidade, enquanto esta seria, em geral, a distribuição adequada. Entretanto, Kapiamba (2005) mostra que, mesmo corrigindo a heterocedasticidade, apenas uma pequena parte das séries de produtividade analisadas por Just e Weninger (1999) se ajustou ao modelo Normal. A grande maioria das séries apresentava assimetria, o que caracterizava distribuições não- normais.

Harri (2009) demonstra que as taxas de rejeição de normalidade são diferentes, algumas vezes tanto quanto 15%, dependendo da especificação da tendência. Eles observaram que, no cinturão do milho nos Estados Unidos, as produtividades de milho e soja apresentam assimetria à esquerda, enquanto as produtividades tendem a ficar mais normais à medida que se afastam da região.

Resultados para o algodão mostraram que, para a maioria dos municípios, a hipótese de normalidade não pode ser rejeitada. Para trigo, mostraram que a normalidade não pode ser rejeitada em grande parte das planícies das regiões sul e central. Fora dessa região, há uma grande percentagem de municípios com assimetria à esquerda ou à direita dos rendimentos. Os mesmos autores argumentam que tais resultados parecem ter implicações no comportamento do produtor na tomada de decisões, como a seleção do nível de cobertura do seguro. Produtores em regiões com assimetria à esquerda tendem a expressar maior desejo por maiores níveis de cobertura de seguro.

Ozaki, Goodwin e Shirota (2008) utilizaram diversos métodos para precificar contratos de seguro agrícola com base na produção por área para dados agregados de produtividade do IBGE, no estado do Paraná. As distribuições paramétricas Normal e Beta foram ajustadas para as séries de milho, soja e trigo dos municípios de Cascavel, Guarapuava e Tibagi. Os resultados mostraram que as taxas da Beta são superiores às taxas da Normal para todos os níveis cobertura, considerando as taxas empíricas e as taxas não-paramétricas para milho, soja e trigo. Os resultados sugerem, ainda, alguma assimetria positiva na distribuição Beta. Os autores compararam esses resultados com os obtidos utilizando uma abordagem não-paramétrica e concluíram que, para todos os níveis de cobertura, as taxas foram mais elevadas na abordagem não-paramétrica. Isso significa que as companhias de seguros estão subestimando os preços dos contratos de seguro. A taxa de prêmio pura é realmente maior que a taxa de prêmio cobrada. A consequência para a empresa seguradora é a perda financeira devido à menor taxa cobrada. Produtores de alto risco encontram nesta situação atrativa a demanda do contrato de seguro, aumentando a probabilidade de receber a indenização.

Pode-se observar que as abordagens convencionais para ajuste de modelos de produtividade são conduzidas, em geral, em dois estágios. No

primeiro estágio são retiradas a tendência e a autocorrelação da produtividade e, em seguida, os resíduos são estimados e modelados por várias distribuições univariadas de probabilidade. Apesar de ser esta a metodologia que será adotada na presente dissertação, deve-se esclarecer que existem outras abordagens para tratar do ajuste de modelos de produtividade agrícola. A seguir, descrevem-se, brevemente, algumas dessas metodologias.

Zhu, Goodwin e Ghosh (2008) propõem um novo modelo que permite estimar simultaneamente os efeitos das tendências temporais e os parâmetros da distribuição de produtividade. Os pesquisadores argumentam que este método pode superar as deficiências da abordagem típica de tratar os dados de produtividade sem tendência, como se estes fossem os dados "observados" e, portanto, deve melhorar a precisão da tendência temporal e as estimativas da distribuição.

Sabe-se que medir a cauda inferior da distribuição de produtividade agrícola é importante para a gestão do risco de produção e taxas de seguro agrícola. Chen e Miranda (2004) utilizaram dados de produtividade em que os eventos extremos são relativamente comuns e argumentam que modelos usuais paramétricos encontram dificuldades quando tentam ajustar essas distribuições de produtividade. Assim, métodos considerados mais precisos e consistentes (por exemplo, semiparamétricos e não-paramétricos) do que métodos anteriormente apresentados na literatura estão sendo desenvolvidos para estimar a distribuição da produtividade agrícola e, conseqüentemente, podem representar um ganho no cálculo das taxas de seguro agrícola.

Ker e Goodwin (2000) utilizaram métodos não-paramétricos para estimar as densidades condicionais de produtividade e derivação posterior das tarifas em séries de 26 anos de dados de produtividade. Os pesquisadores concluíram que o método "empirical Bayes non parametric kernel estimator" proporcionou ganhos significativos de eficiência na estimativa das densidades

condicionais de produtividade e, conseqüentemente, na avaliação das taxas do seguro agrícola.

Ker e Coble (2003) demonstraram, por meio de propriedades teóricas e simulação, que o estimador semiparamétrico com a distribuição Normal foi mais eficiente que os modelos paramétricos (Normal e Beta) e o estimador não-paramétrico utilizando kernel. Os pesquisadores defendem que o estimador semiparamétrico proposto diminui custos, encapsula os benefícios dos modelos paramétrico e não-paramétrico, enquanto atenua suas desvantagens. Adicionalmente, Ker e Coble (2003) sugerem que estratégias de retenção e concessão dos contratos baseados em diferentes processamentos da mesma informação de produtividade podem levar, economicamente e estatisticamente, a um significativo excesso de renda proveniente de companhias de seguro.

Racine e Ker (2006) afirmam que métodos não-paramétricos kernel têm alcançado sucesso quando utilizados para modelar densidades de produtividade. Entretanto, ressaltam que os métodos de kernel tradicionais são utilizados apenas em análises município por município. Assim, os autores propõem métodos mais avançados baseados em kernel que permitem modelar a densidade de produtividade conjunta entre municípios, levando a substanciais ganhos de eficiência.

Métodos não-paramétricos também foram utilizados por Zheng, Wang e Shi (2008) para estimar distribuições multivariadas de produtividade. Foi aplicado um método não-paramétrico para modelar distribuições de produtividade conjunta, tendo como base dados ao nível de fazenda para várias culturas. Os autores forneceram uma forma de simulação para as distribuições univariada e bivariada. Os resultados mostram que os modelos não-paramétricos, ambos univariado e bivariado, foram estimados muito bem em comparação com as amostras originais e as distribuições empíricas simuladas também preservaram os atributos das amostras originais em um nível razoável.

Zheng, Wang e Shi (2008) concluem afirmando que os métodos não-paramétricos são adequados e flexíveis para estimar distribuições de produtividade agrícola.

Carriquiry, Babcock e Hart (2008) afirmam que erros de amostragem combinados com não-linearidade nas funções de indenização levam a taxas de seguro estimadas empiricamente a excederem os valores atuariais justos. A diferença depende do nível de cobertura, do número de observações usado e da estratégia de participação seguida pelos fazendeiros. Os autores ainda comentam sobre a escassez de dados e as séries curtas de produtividade agrícola. Para contornar alguns desses problemas e, conseqüentemente, conduzir a melhores taxas e reduzir a seleção adversa, propõem um novo estimador para produtividade média que tem como base a decomposição das produtividades das fazendas em componentes sistêmicos e idiossincráticos.

Uma cópula é usada como método geral para formular distribuições multivariadas, de maneira que diversos tipos gerais de dependência possam ser representados. Dessa forma, pode-se dizer que as cópulas codificam a dependência entre as variáveis. Cópulas têm sido amplamente utilizadas na literatura financeira, mas não foram utilizadas frequentemente em economia agrícola e, em particular, na gestão de risco. Vedenov (2008) faz uso da metodologia de cópulas para modelar a distribuição de produtividade não somente por fazenda, mas também para um conjunto de municípios. A abordagem adotada por Vedenov (2008) fornece um método poderoso e flexível para modelar distribuições multivariadas de produtividade agrícola e, conseqüentemente, ajuda a melhorar os resultados na área de gestão do risco e seguros.

Nos últimos anos, é crescente o número de trabalhos sobre distribuições de produtividade que procuram levar em conta não somente a heterogeneidade do solo, mas também indicadores de localização. Hennessy (2009) sugere que o

ideal seria incluir o teor de argila, a capacidade de retenção de água e outras características agronômicas, bem como os resultados da pré-temperada e variáveis meteorológicas, tais como umidade do solo ou o fenômeno El Niño. Segundo Hennessy (2008), deve-se sempre observar a presença de assimetria da produtividade à direita e à esquerda. Ele destaca que, quando existe uma heterogeneidade sistêmica nos dados, esta vai dominar e determinar a forma da distribuição de produtividade.

Hennessy (2009) ainda identificou um efeito que inclina a assimetria da produtividade agregada para ser mais negativa do que a assimetria do fator temporal, sempre que o fator temporal exprimir positivamente, mas diminuindo o impacto marginal, sobre a produtividade média agregada. Assim, surge uma preocupação em criar modelos que também levem em conta, além da localização, o tempo. Nessa linha, Ozaki (2008) utiliza uma modelagem espaço-temporal para precificar contratos de seguro agrícola.

3 MATERIAL E MÉTODOS

Para serem utilizadas no seguro agrícola, as séries de produtividade devem ser estacionárias. Uma série estacionária é aquela que está em equilíbrio estatístico, ou seja, que não apresenta tendência. Entretanto, na prática, isso dificilmente ocorre com as séries de produtividade agrícola, pois, ao longo do tempo, podem ocorrer muitas mudanças. Neste capítulo serão apresentadas as etapas da análise desde a série bruta até o ajuste do modelo que será utilizado para a estimação do pagamento esperado por unidade de área do seguro. Assim, este capítulo está dividido nos seguintes tópicos: dados (3.1), séries temporais (3.2), distribuições de probabilidade (3.3), adequabilidade do ajuste (3.4) e, por fim, cálculo do pagamento esperado do seguro agrícola (3.5).

3.1 Dados

As séries de produtividade analisadas nesta dissertação são de trinta municípios que apresentaram as maiores produtividades de milho no estado do Paraná, no ano de 2007. Para reduzir o trabalho computacional, optou-se por utilizar apenas as séries dos municípios que apresentavam, no mínimo, 18 anos de observação, no período de safras de 1980/1981 a 2006/2007. Os dados são do rendimento médio da produção da lavoura de milho (em grão) e a unidade é quilogramas por hectare (kg/ha) (1 ha= 10.000 m²) e foram coletados pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Paraná - SEAB, nos anos de 1981 a 1989 e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, de 1990 a 2007. No Brasil, não existe um banco de dados com uma caracterização sobre as fazendas. Tem-se apenas uma série suficientemente longa de dados de produtividade, para algumas culturas, como a soja e o milho, por município, disponibilizados pelo IBGE para o estado do Paraná.

Além disso, pode-se observar que algumas fazendas utilizam a rotação de cultura e esta informação, em geral, não é especificada. Por exemplo, em um ano, pode-se plantar soja em determinada área e, nos dois anos subsequentes, plantar milho nessa mesma área. Este fato pode influenciar a produtividade anual da fazenda.

Os trinta municípios selecionados, em ordem decrescente de produtividade de milho (kg/ha), foram Mariópolis, Ibema, Catanduvas, Pato Branco, Castro, Piraí do Sul, Ponta Grossa, Tibagi, Vitorino, Arapoti, Jaguariaíva, Guaraniaçu, Clevelândia, Céu Azul, São João, Sengés, Renascença, Marilândia do Sul, Ipiranga, Campo do Tenente, Nova Prata do Iguazu, Florestópolis, Mangueirinha, Verê, Palmeira, Campo Bonito, Balsa Nova, Laranjeiras do Sul, Pranchita e Guarapuava.

3.2 Séries temporais

Sabe-se que uma série temporal é um conjunto de observações registradas ao longo do tempo. Conforme exposto por Ehlers (2007), estes tipos de dados são caracterizados pelo fato de as observações vizinhas serem dependentes e o pesquisador está interessado em analisar e modelar esta dependência. Assim, pode-se observar que os dados de produtividade agrícola, coletados durante um determinado período de tempo, são séries temporais.

Segundo Ehlers (2007), alguns componentes fundamentais de uma série temporal podem ser captados assumindo-se um modelo com a seguinte forma de decomposição:

$$X_t = T_t + C_t + R_t \quad (1)$$

sendo T_t uma componente de tendência, C_t uma componente cíclica ou sazonal e R_t uma componente aleatória ou ruído.

No Brasil, as séries de produtividade são caracterizadas por apresentarem tendência. Essa tendência se deve, em parte, ao avanço das tecnologias utilizadas nas lavouras, como técnicas de plantio, maquinário, insumos, etc. Evidentemente, não é possível ajustar distribuições de probabilidade diretamente aos dados de produtividade que são dependentes e que apresentam tendência temporal. Assim, o uso de técnicas de séries temporais neste trabalho tem por objetivo obter dados que sejam sem tendência, independentes e homocedásticos, para que seja possível a estimação da função densidade de probabilidade da produtividade.

3.2.1 Tendência

A tendência em uma série temporal de produtividade pode ser de dois tipos: determinística ou estocástica. Uma série com tendência estocástica se distingue de outra com tendência determinística, pois as mudanças na mesma deixam de ter um caráter transitório e passam a apresentar um caráter permanente (GUJARATI, 2000; PEREIRA, 1988).

Uma definição de fácil compreensão é dada por Lamounier (2007), que esclarece que a tendência determinística se refere ao fato de que a variação no nível médio de uma dada variável se dará, de forma previsível, como uma função do tempo. A tendência estocástica varia de forma aleatória ao longo do tempo. Esse tipo de tendência provoca uma variação percentual média na série, em dado período de tempo. O autor ainda destaca que, ao contrário da determinística, em cada período a mudança provocada pela tendência, em relação ao seu nível médio, será um montante aleatório, em vez de constante, dado por uma determinada taxa. Quando há a presença de uma tendência do tipo

estocástica, tem-se que os coeficientes utilizados em uma equação para a descrição da tendência não são constantes, mas também variam aleatoriamente ao longo do tempo.

A tendência determinística pode ser detectada por meio da inspeção visual da série temporal enquanto a tendência estocástica pode ser detectada por um teste de raiz unitária, como, por exemplo, o teste de Phillips e Perron (1988).

3.2.1.1 Processos auto-regressivos

Considere $\{\epsilon_t\}$ um processo puramente aleatório com média 0 e variância σ_ϵ^2 . Um processo $\{X_t\}$ é denominado de processo autorregressivo de ordem p , ou $AR(p)$, se puder ser representado por

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \epsilon_t. \quad (2)$$

Um processo autorregressivo de primeira ordem, $AR(1)$, é definido por

$$X_t = \alpha X_{t-1} + \epsilon_t. \quad (3)$$

De acordo com Ehlers (2007), um processo AR pode ser usado como modelo se for admissível adotar que o valor atual de uma série temporal depende do seu passado imediato mais um erro aleatório.

Nota-se que o modelo de passeio aleatório é um caso especial de um processo autorregressivo de primeira ordem

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

sendo $\alpha_0 = 0$ e $\alpha_1 = 1$.

Processos autorregressivos médias móveis (ARMA) são modelos mistos que podem ser obtidos por combinação de modelos AR (processo autorregressivo) e MA (processo de médias móveis). Modelos mistos ARMA costumam fornecer uma representação adequada com um número menor de parâmetros (EHLERS, 2007).

3.2.1.2 Teste de Phillips-Perron

O teste de Phillips-Perron (PP) é um teste não-paramétrico proposto por Phillips e Perron (1988). Os testes consideram modelos com um desvio de ajuste e uma tendência temporal para que eles possam ser usados para discriminar entre a raiz unitária não estacionária e acerca de uma tendência determinística estacionária. O teste precisa apenas estimar a primeira ordem de autorregressão com uma constante e, possivelmente, uma tendência temporal e calcular a transformação adequada da estatística Z .

O teste confronta a hipótese nula de que os dados têm raiz unitária contra a hipótese alternativa de que os dados são estocasticamente estacionários.

O princípio da raiz unitária é explicado nas notas de aula do professor Maia (2003, p. 3) e será reproduzido abaixo.

[...] Considere a função:

$$\alpha(z) = 1 - \alpha_1 z - \alpha_2 z^2 - \dots - \alpha_{p+d} z^{p+d} \quad (5)$$

em que z é descrito como uma variável complexa, isto é, $z = a + bi$, sendo $i = \sqrt{-1}$, a a parte real e b a parte imaginária do número complexo. O módulo de um número complexo z é definido como $|z| = \sqrt{a^2 + b^2}$. Dado um número real positivo r , considere o conjunto de todos os números complexos z , tais que

$|z| = r$, dizemos que z está sobre o círculo de centro 0 e raio r . Quando $r = 1$, o círculo é denominado de círculo unitário.

Sendo γ uma raiz da equação $\alpha(z) = 0$, então, γ é um número complexo, tal que $\alpha(\gamma) = 0$. Assim, γ é uma raiz sobre o círculo unitário quando $|\gamma| = 1$ é uma raiz fora do círculo unitário quando $|\gamma| > 1$ e é uma raiz dentro do círculo unitário quando $|\gamma| < 1$. Para que o modelo seja processo estacionário é necessário que todas as raízes de $\alpha(z) = 0$ estejam fora do círculo unitário. Portanto, o modelo será não estacionário se pelo menos uma das raízes de $\alpha(z) = 0$ estiver dentro ou sobre o círculo unitário. Verifica-se também que, se alguma raiz de $\alpha(z) = 0$ estiver dentro do círculo unitário, o processo será não estacionário explosivo. [...]

O teste PP se baseia na hipótese nula do teste de Dickey-Fuller, $\delta = 0$ em $\nabla y_t = \delta y_{t-1} + u_t$, sendo ∇ o operador da primeira diferença. Como no teste de Dickey-Fuller aumentado, o teste de PP resolve o problema de que o processo de geração de dados para y_t pode ter uma ordem superior de autocorrelação à que é admitida na equação do teste. Vale destacar que o teste de PP faz uma correção não-paramétrica para a estatística do teste t . Mais informações sobre o teste de PP podem ser encontradas no artigo de Phillips e Perron (1988).

3.2.1.3 Corrigindo tendência

Uma vez detectada a presença de tendência na série de produtividade, a mesma pode ser retirada por dois métodos, dependendo do tipo da tendência. Quando se tem a presença de tendência determinística, a mesma pode ser retirada com o uso de um modelo polinomial para representar os dados. O modelo de regressão linear simples é um dos exemplos de modelagem que podem servir para retirar a tendência determinística dos dados e tornar uma série estacionária a partir do uso de seus resíduos.

Na presença de tendência estocástica, a mesma pode ser retirada por meio da realização de um processo de passeio aleatório (diferenciação) da série, até obter-se um resíduo sem tendência. A diferenciação funciona da seguinte forma: considere o modelo

$$X_t = \beta_0 + \beta_1(t) + \epsilon_t \quad (6)$$

A primeira diferença da série pode ser definida por

$$DX_t = X_t - X_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(t) - \beta_0 - \beta_1(t-1) = \beta_1. \quad (7)$$

Note que, ao se fazer a primeira diferença de um passeio aleatório, a série de resíduos obtida é estacionária, pois

$$\nabla X_t = X_t - X_{t-1} = \epsilon_t. \quad (8)$$

Normalmente, a primeira diferença é suficiente para corrigir a tendência.

3.2.2 Dependência

Uma vez que a série de produtividade está sem tendência, passa-se a verificar a presença de dependência entre as observações, ou seja, o quanto o valor de uma observação influencia nos valores de observações próximas. Em geral, quando se retira a tendência, automaticamente, a série tende a ficar independente. Entretanto, é sempre prudente avaliar a independência dos dados.

Para verificar se uma série apresenta valores independentes, recorre-se a métodos para análise de autocorrelação. Estes métodos verificam o quanto as realizações de uma variável aleatória (observações) estão correlacionadas e,

portanto, quantificam a relação de dependência entre as observações. Os métodos mais utilizados são o teste de Durbin-Watson e a função de autocorrelação.

3.2.2.1 Teste de Durbin-Watson

O teste foi proposto por Durbin e Watson (1950, 1951) para detectar a presença de autocorrelação nos resíduos de um modelo regressão. Nesta dissertação, o teste foi utilizado para verificar a independência das séries sem tendência. Assim, a hipótese nula afirma que os valores da série são serialmente independentes (não autocorrelacionados), contra a alternativa de que eles seguem um processo autorregressivo de primeira ordem.

A estatística de teste é dada por

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (z_t - z_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n z_t^2}, \quad (9)$$

em que z_t é o valor da série no tempo t e n é o número de observações utilizadas para realizar o teste.

Pode-se demonstrar que, quando $d = 2$, indica que não há autocorrelação. Para verificar a significância da estatística de teste, devem-se usar as tabelas apropriadas para o teste, conforme apresentadas em diversos livros textos, como, por exemplo, Draper e Smith (1998).

3.2.2.2 Função de autocorrelação

A função de autocorrelação mede o grau de correlação de uma variável, em um dado instante, consigo mesma, em um instante de tempo posterior. Conforme apresentado por Lages (2004, p. 5), a função de autocorrelação de um processo aleatório $X(t)$ é dada por

$$R_X(t_1, t_2) = E[X(t_1)X(t_2)] \quad (10)$$

sendo t_1 e t_2 instantes arbitrários de amostragem.

Lages (2004) ainda enfatiza que, se o processo é estacionário, então, a sua função densidade de probabilidade não varia no tempo e a função de autocorrelação dependerá apenas da diferença de tempo. O caso estacionário, é descrito por

$$R_X(\tau) = E[X(t)X(t + \tau)]. \quad (11)$$

O fato de ser estacionário garante que a esperança não é dependente do tempo. A função de autocorrelação (LAGES, 2004, p. 5) é a média nas realizações do produto de $X(t_1)$ e $X(t_2)$ e é dada por

$$R_X(t_1, t_2) = E[X_1 X_2] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 x_2 f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2. \quad (12)$$

Um problema no uso da equação acima é a necessidade de se conhecer explicitamente a densidade conjunta $f_{X_1 X_2}(x_1, x_2)$. Para prosseguir a explanação, faz-se necessária a definição de processo aleatório ergódico. Um processo

aleatório é dito ergódico se a média no tempo é equivalente à média nas realizações.

Em termos qualitativos, isto significa que as amostras temporais de uma única realização do processo contêm toda a variação estatística do processo. Desse modo, nenhuma informação adicional será obtida observando-se diversas realizações do processo além daquela já obtida observando-se uma única realização ao longo do tempo (LAGES, 2004, p. 5).

Caso o processo seja ergódico, normalmente, é simples computar R_X por meio da média temporal, em vez da média nas realizações. Para processos aleatórios não ergódicos, a função de autocorrelação temporal é definida por

$$\mathcal{R}_X(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T X_A(t)X_A(t + \tau)dt \quad (13)$$

sendo $X_A(t)$ uma realização do processo $X(t)$.

Uma vez que a tendência dos dados foi retirada, prossegue-se com a avaliação da presença de autocorrelação nas séries. A autocorrelação pode ser detectada por meio do teste de DW e do gráfico da função de autocorrelação ou autocorrelograma (acf). Após a execução destes procedimentos, caso não tenha sido detectada autocorrelação serial, prossegue-se com a verificação de possível heterocedasticidade. Caso exista presença de autocorrelação mesmo depois de retirada a tendência (seja pelo modelo de regressão ou pelo processo de passeio aleatório), deve-se desconsiderar o modelo que havia sido ajustado e prosseguir com o ajuste de um modelo autorregressivo.

A ordem do modelo AR pode ser definida pela avaliação do gráfico da função de autocorrelação parcial (pacf) e sua interpretação será explicada na seção 4. Depois de definida a ordem do modelo AR, deve-se averiguar novamente a presença de autocorrelação serial por meio da elaboração de um

novo autocorrelograma para os resíduos obtidos. No caso das séries analisadas nesta dissertação, um modelo AR(1) foi suficiente para eliminar a autocorrelação remanescente em algumas séries. É relevante destacar a possibilidade de uso de outros tipos de procedimentos para eliminar a autocorrelação, como, por exemplo, o uso de modelos ARMA (processos autorregressivos médias móveis).

Resumindo, depois de a tendência ter sido retirada, havendo presença de dependência entre os dados, a mesma pode ser retirada por meio de um processo autorregressivo até se obter um resíduo independente.

3.2.3 Heterocedasticidade

Corrigidas a tendência e a dependência das séries, passa-se a última etapa da preparação dos dados antes do ajuste das densidades, ou seja, verificar a hipótese de homocedasticidade. Mais uma vez, em geral, quando se retira a tendência, a série pode ficar homocedástica. Entretanto, é sempre prudente verificar a hipótese de homocedasticidade dos dados. Neste caso, os métodos mais utilizados são a análise gráfica e o teste de Breush-Pagan. Uma forma de obter uma série homocedástica e fazer algum tipo de transformação.

Considere uma variável reposta, Y . Algumas transformações possíveis que podem ser utilizadas com o objetivo de estabilizar as variâncias dos erros são apresentadas por Charnet et al. (2008). A seguir, são apresentados dois exemplos de transformações:

- a) $\log(Y)$ transformação logarítmica na base e : estabiliza a variância, quando esta tende a crescer à medida que Y cresce. Se a relação entre X e Y é do tipo exponencial, essa transformação introduz uma relação linear entre X e a variável transformada, $\log(Y)$;

- b) \sqrt{Y} transformação raiz quadrada: é usada para estabilizar a variância quando esta é proporcional à média dos Y 's. Em particular, quando a variável Y for uma contagem, com distribuição Poisson, a variável transformada, \sqrt{Y} , pode ser considerada com distribuição Normal.

3.2.3.1 Análise gráfica

Este é o método mais simples para verificar a hipótese de homocedasticidade de um conjunto de valores. Primeiramente, calcula-se a média do conjunto de dados e depois, o desvio padrão (ou amplitude) de subconjuntos dos valores dos dados, obedecendo à ordem cronológica da série. Finalmente, constrói-se um diagrama de dispersão em que, na ordenada, entra a ordem dos dados e, na abscissa, entra o desvio padrão (ou amplitude). Caso o diagrama de dispersão apresente uma distribuição aleatória em torno da média, ou seja, não for possível ajustar uma função no diagrama, então, aceita-se a hipótese de homocedasticidade da série de valores.

3.2.3.2 Teste de Breusch-Pagan

A fim de se avaliar a presença de heterocedasticidade nas séries de dados, pode-se usar o teste de Breusch-Pagan (BP), que foi descrito pelos pesquisadores Breusch e Pagan (1979). Ele testa se a variância estimada dos resíduos de uma regressão depende dos valores das variáveis independentes.

O teste BP (BREUSCH; PAGAN, 1979) é um teste para distúrbios heterocedásticos em um modelo de regressão linear. Foi desenvolvido utilizando a estrutura do teste de multiplicador de Lagrange, para uma ampla gama de especificações do coeficiente aleatório e heterocedástico; o critério é dado como uma função calculada dos resíduos de mínimos quadrados ordinários (*ordinary*

least squares - OLS). Resíduos OLS são definidos como a diferença entre o valor observado e o valor predito de uma variável aleatória.

A hipótese nula do teste é série homocedástica e a hipótese alternativa é série heterocedástica. Sob a hipótese nula, a estatística do teste BP segue uma distribuição qui-quadrado com parâmetro (o número de regressores sem a constante no modelo) graus de liberdade.

Considere a equação estimada

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u. \quad (14)$$

É possível estimar o resíduo \hat{u} . O teste BP faz a regressão do quadrado dos resíduos sobre as variáveis independentes,

$$\hat{u}^2 = \beta_0 + \beta_1 x + v \quad (15)$$

se um teste F confirmar que as variáveis independentes são conjuntamente significantes, então, pode-se rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade.

O teste BP é baseado em modelos do tipo $\sigma_i^2 = h(z_i' \gamma)$, para as variâncias das observações, sendo $z_i = (1, z_{2i}, \dots, z_{pi})$ explicam as diferenças nas variâncias. A hipótese nula é equivalente a $(p - 1)$ restrições nos parâmetros $\gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$. O Multiplicador de Lagrange (LM), a seguir, retorna o resultado para o teste de Breusch-Pagan

$$LM = \left(\frac{\partial l}{\partial \theta} \right)' \left(-E \left[\frac{\partial^2 l}{\partial \theta \partial \theta'} \right] \right)^{-1} \left(\frac{\partial l}{\partial \theta} \right). \quad (16)$$

Mais detalhes sobre o teste BP podem ser obtidos em Breusch e Pagan (1979).

3.3 Distribuições de probabilidade

Com a série de produtividade estacionária, independente e homocedástica, é possível modelar os dados por uma distribuição de probabilidade. As funções densidade de probabilidade das distribuições ajustadas serão utilizadas na fórmula que estima o pagamento esperado do seguro agrícola.

3.3.1 Distribuição normal

A família de distribuições de probabilidade Normal depende de dois parâmetros, a média populacional denotada por μ e a variância também populacional denotada por σ^2 . O símbolo $\phi(x)$ é empregado para denotar especificamente a densidade da Normal. Sua função densidade de probabilidade (ou simplesmente densidade), obtida de Mood, Graybill e Boes (1974, p. 540), é dada por

$$f(x) = \phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp[-(x - \mu)^2 / 2\sigma^2], \quad (17)$$

sendo $x \in]-\infty; +\infty[$.

Uma observação importante é que a função de probabilidade acumulada (ou função de distribuição) da Normal não pode ser descrita explicitamente por uma expressão analítica (sem envolver integração). O símbolo $\Phi(x)$ é usado para representar a função densidade de probabilidade acumulada da Normal. A função de distribuição da Normal pode ser dada de maneira não explícita por (FERREIRA, 2009).

$$F(x) = \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dt \quad (18)$$

sendo $x \in]-\infty; +\infty[$.

O cálculo de probabilidades dessa distribuição de probabilidade é feito pela integral definida no intervalo da variável aleatória objeto de estudo. O cálculo deve ser realizado utilizando métodos numéricos de integração, pois não existe uma expressão explícita da função densidade de probabilidade acumulada da Normal. Não se pode deixar de ressaltar a existência das propriedades de simetria da distribuição Normal e o fato de que a área total sob a curva no intervalo $]-\infty; +\infty[$ é igual a 1.

Para a modelagem dos dados, na estimação dos parâmetros de média e variância da densidade Normal, foram utilizados estimadores de máxima verossimilhança.

3.3.2 Distribuição Skew-Normal padronizada

A família de distribuições de probabilidade Skew-Normal padrão depende do parâmetro de assimetria denotado por α . Esta distribuição foi introduzida, pela primeira vez, por O'Hagan e Leonard (1976). Os símbolos $\phi(z_{SN})$ e $\Phi(z_{SN})$ são utilizados para denotar especificamente a densidade e a função densidade de probabilidade acumulada da Normal padrão. Sua função densidade de probabilidade, reproduzida de Arellano-Valle, Gómez e Quintana (2011), é definida por

$$f(z_{SN}|\alpha) = 2\phi(z_{SN}) \Phi(\alpha z_{SN}) \quad (19)$$

em que $\alpha \in]-\infty; +\infty[$, $z_{SN} \in]-\infty; +\infty[$ e diz-se que $Z_{SN} \sim SN(\alpha)$ (Skew-Normal padrão). Nota-se que, quando $\alpha = 0$, na equação 19, tem-se a distribuição $N(0,1)$.

A função distribuição de probabilidade da Skew-Normal padronizada reproduzida de Oliveira (2009) é dada por

$$F_{Z_{SN}}(z_{SN}|\alpha) = \int_{-\infty}^{z_{SN}} 2\phi(t)\Phi(\alpha t)dt \quad (20)$$

sendo $z_{SN} \in]-\infty; +\infty[$.

Com o uso de métodos numéricos de integração, é possível resolver o problema de estimação do valor da função densidade de probabilidade acumulada da Normal padrão.

3.3.3 Distribuição Skew-Normal com parâmetros de locação e escala

Tem-se também a distribuição Skew-Normal com parâmetros de locação $[\mu \in \mathbb{R}]$ e escala $[\sigma > 0]$ (OLIVEIRA, 2009, p. 57).

Neste caso, será usada a seguinte notação: $Y \sim SN(\mu, \sigma^2, \alpha)$. A função densidade de probabilidade da Skew-Normal com parâmetros de locação e escala, reproduzida de Oliveira (2009, p. 57), é dada por

$$f_Y(y) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) \Phi\left(\alpha \frac{y-\mu}{\sigma}\right), \quad (21)$$

sendo $y \in \mathbb{R}$.

A função densidade de probabilidade acumulada da Skew-Normal, reproduzida de Oliveira (2009, p. 58) com parâmetros de locação e escala, é dada por

$$F_Y(y; \mu, \sigma^2, \alpha) = 2\Phi_2\left(\frac{y-\mu}{\sigma}, 0 | \mathbf{0}, \Omega\right) \quad (22)$$

com $\Omega = \begin{bmatrix} 1 & -\delta \\ -\delta & 1 \end{bmatrix}$, $\delta = \frac{\alpha}{\sqrt{1+\alpha^2}}$, $y \in \mathbb{R}$ e $\Phi_2(\cdot, \cdot | \mathbf{0}, \Omega)$ é a função de densidade acumulada de uma Normal bivariada com vetor de médias zero e matriz de covariâncias Ω . Esta densidade acumulada também não tem uma forma explícita e seus cálculos dependem de métodos numéricos.

Nesta dissertação, foram utilizados os estimadores de máxima verossimilhança para a estimação dos parâmetros de assimetria, locação e escala da Skew-Normal. Observa-se, no entanto, que a função de verossimilhança da Skew-Normal não apresenta forma fechada. Assim, utilizam-se métodos numéricos para a obtenção das estimativas.

Na biblioteca “*fGarch*”, disponível no *software* R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2010), tem-se o pacote da distribuição Skew-Normal, denominado *snorm*. Este pacote apresenta a densidade, os estimadores de máxima verossimilhança e outras funções relativas à distribuição Skew-Normal.

A função usada neste pacote para a obtenção dos estimadores de máxima verossimilhança é

```
snormFit<- function(x, ...)
{
  start = c(mean = mean(x), sd = sqrt(var(x)), xi = 1)
  loglik = function(x, y = x) {
    f = -sum(log(dsnorm(y, x[1], x[2], x[3])))
    f
  }
  fit = nlminb(start = start, objective = loglik, lower = c(-Inf,
```

```

    0, 0), upper = c(Inf, Inf, Inf), y = x, ...)
names(fit$par) = c("mean", "sd", "xi")
fit
}
<environment: namespace:fGarch>

```

3.4 Adequabilidade do ajuste

Após o ajuste das distribuições de probabilidade para a produtividade agrícola, faz-se necessário testar a adequabilidade do ajuste para que seja possível utilizar o modelo para a estimação do pagamento esperado do seguro agrícola. Para tal, existem diferentes métodos. Nesta dissertação, foi utilizado o teste de Kolmogorov-Smirnov.

O teste não-paramétrico de Kolmogorov-Smirnov (KS) investiga a significância da diferença entre a função distribuição empírica da amostra e a função distribuição acumulada da distribuição de referência (MOOD; GRAYBILL; BOES, 1974).

Considere que $S_n(x)$ seja a distribuição empírica do conjunto de dados que pode ser colocada em um gráfico na forma de uma função escada. Seja $F(x)$ a função distribuição acumulada da distribuição de referência que também pode ser colocada no mesmo gráfico. A diferença máxima absoluta entre essas duas distribuições

$$D = |S_n(x) - F(x)| \quad (23)$$

fornece a estatística de teste que deve ser comparada com valores tabelados disponíveis em tabelas apropriadas, por exemplo, Chemical Rubber Company (1966).

Caso o teste de KS indique que as duas distribuições ajustadas podem ser usadas para representar os dados, deve-se definir, entre os dois modelos analisados, aquele que foi mais adequado e escolher o modelo com melhor ajuste. Para este fim, foi usada a soma de quadrados do erro calculada a partir de cada um dos modelos ajustados para cada uma das séries corrigidas e obteve o melhor ajuste o modelo que apresentou a menor soma de quadrados do erro.

3.5 Cálculo do pagamento esperado de indenização do seguro agrícola

O cálculo usado para estimar o pagamento esperado por unidade de área do seguro agrícola é o da produção histórica real - *Actual Production History* (APH), que é apresentado por Ozaki (2005b) e Sherrick (2004), e outros autores da área. O pagamento esperado é usado para fornecer uma estimativa dos valores das indenizações por unidade de área em relação a cada unidade segurada. Para a utilização da fórmula do cálculo APH, deve-se fazer a união entre as funções densidade de probabilidade das distribuições de produtividade que foram ajustadas e a fórmula que estima o valor do pagamento esperado do seguro. Como lembra Ozaki (2005b, p. 218), no cálculo da produtividade APH, se a tendência não for considerada, “a perda esperada calculada será menor do que se a produtividade fosse calculada levando-se em conta tal tendência”. Como consequência, tem-se a cobrança de taxas teóricas subestimadas.

A seguradora faz um pagamento de indenização a um produtor, caso perceba rendimentos inferiores sob o nível garantido selecionado (70%, por exemplo) usando a função

$$Y_g = h \times \bar{y}, \quad (24)$$

em que Y_g é a produtividade garantida, h é o nível de cobertura do seguro e \bar{y} é a produtividade comprovada.

A produtividade comprovada é uma média simples do histórico das produtividades reais usando, pelo menos, os valores da produtividade de quatro anos anteriores.

Pagamentos de indenizações são acionados quando a produtividade real, y , fica abaixo da produtividade garantida, Y_g , e os produtores recebem como indenização a diferença entre Y_g e a produtividade real com um preço garantido que é definido no momento do plantio pela seguradora. Então, a produtividade garantida que ficar abaixo do nível de produtividade esperado tem uma função de pagamento por unidade de área dada por

$$G = \max\{0, P_g(Y_g - y)\}, \quad (25)$$

sendo P_g o preço definido no início da temporada de plantio.

O pagamento esperado por unidade de área, $E(G)$, para o APH, pode ser calculado pela expressão

$$E(G) = \int_0^{Y_g} P_g(Y_g - y)f(y)dy \quad (26)$$

em que $f(y)$ é a distribuição de probabilidade ajustada para cada um dos municípios.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O seguro agrícola mais comercializado no Brasil é o seguro de custeio que assegura que o produtor terá uma produtividade mínima com um preço garantido. As seguradoras brasileiras utilizam a produtividade agrícola média municipal dos últimos quatro anos para estimar o valor das taxas de prêmio e o pagamento esperado do seguro. Esta prática é criticada por diversos pesquisadores, tais como Atwood, Shaik e Watts (2002, 2003), Carriquiry, Babcock e Hart (2008), Just e Weninger (1999), Lawas (2005), Ozaki (2005b) e Sherrick (2004), dentre outros, que argumentam que uma modelagem precisa do comportamento dos rendimentos para diversas culturas por distribuições de probabilidade é de fundamental importância para a precificação adequada do contrato de seguro.

O não uso de modelos que descrevem a produtividade agrícola brasileira para o cálculo dos pagamentos esperados do seguro pode ser creditado não somente à limitada quantidade de estudos sobre modelos que sejam adequados à produtividade brasileira, mas também à falta de dados apropriados para esta finalidade.

Alguns autores, como Sherrick (2004), sugere que os dados para o estudo da produtividade devem ter algumas características, tais como (a) alta qualidade; (b) série suficientemente longa (ter, no mínimo, vinte observações no período amostral usado no estudo, para que as séries possam refletir, precisamente, a estrutura de risco dos produtores; (c) grande número de fazendas e (d) fazendas com características parecidas em relação à irrigação, latitude, longitude e etc.

Embora sejam feitas as recomendações anteriores, na prática, no Brasil não se tem um banco de dados com uma caracterização sobre as fazendas.

Existem apenas séries suficientemente longas de dados de produtividade de algumas culturas.

Na Tabela 1 são mostradas algumas estatísticas descritivas para os dados de produtividade de milho dos municípios analisados a partir das séries brutas (sem a retirada da tendência). A unidade dos dados originais é quilogramas/hectare. Os coeficientes de assimetria e curtose foram obtidos utilizando o método dos momentos.

Tabela 1 Estatísticas descritivas das séries originais de produtividade de milho (kg/ha), para trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (continua).

Município	Obs. (n)	Média	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
Mariópolis	27	4357,565	2273,400	0,6686472	2,067108
Ibema	18	5268,722	1626,502	0,2700403	2,412835
Catanduvas	27	4770,456	2123,013	0,3740965	1,869979
Pato Branco	27	4107,510	2148,411	0,6745335	2,026116
Castro	27	5978,389	1448,195	0,1140864	1,971467
Piraí do Sul	27	4063,348	2055,995	0,5932287	2,372392
Ponta Grossa	27	5358,468	1679,890	0,04140333	2,086141
Tibagi	27	4873,462	1996,684	0,0689475	1,706156
Vitorino	27	4372,337	2500,260	0,69881	1,98233
Arapoti	27	4375,483	1839,167	0,8017741	2,881228
Jaguariaíva	27	2901,867	1999,567	1,623389	4,381107
Guaraniaçu	27	3409,566	1692,622	1,037457	3,328625
Clevelândia	27	4085,142	2005,933	0,4576608	1,849243
Céu Azul	27	4559,774	1763,926	0,4769858	2,203402

continua.

Tabela 1, continuação

Município	Obs. (n)	Média	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
São João	27	3693,539	1758,127	0,8298935	2,699335
Sengés	27	3082,747	1785,116	0,9972375	3,195999
Renascença	27	4127,515	1846,894	0,4175055	1,911589
Marilândia do S.	27	4925,508	2043,735	0,03713805	1,601507
Ipiranga	27	3762,981	1666,904	0,5703219	2,409658
Campo do Tenente	27	3156,159	1920,101	1,141168	2,935735
Nova Prata do Iguaçu	25	3531,697	1279,085	1,54191	5,456018
Florestópolis	27	3486,437	1094,655	1,880815	8,1579
Mangueirinha	27	3912,896	1780,167	0,4770354	1,871744
Verê	27	3244,712	1657,374	1,3427240	3,438708
Palmeira	27	4008,290	1632,307	0,5411703	2,046826
Campo Bonito	19	4758,316	1779,731	0,2440458	1,488304
Balsa Nova	27	3021,058	1827,154	1,1680970	3,148854
Laranjeiras do S.	27	2988,614	1606,081	1,3728760	4,003556
Pranchita	25	3300,814	1288,937	1,0385950	4,414578
Guarapuava	27	4126,372	1976,647	0,1800924	1,598059
Média	26,3	4053,658	1803,219	0,7227723	2,783883
Mínimo	18	2901,867	1094,655	0,0371380	1,488304
Máximo	27	5978,389	2500,260	1,8808150	8,157900

Os dados da Tabela 1 mostram que a média de produtividade de milho entre os municípios foi de 4.053,6 kg/ha, com um mínimo de 2.901,8 kg/ha e máximo de 5.978,3 kg/ha. A variabilidade da produtividade de milho também difere entre os municípios amostrados com desvios padrões que vão de 1.094,6 a 2.500,2 kg/ha.

O coeficiente de assimetria mede o grau de desvio ou afastamento da simetria. Caso a distribuição seja simétrica, tem-se coeficiente de assimetria igual a zero; assimétrica à direita (positiva), tem-se coeficiente maior que zero e assimétrica à esquerda (negativa), quando o coeficiente é menor que zero. Tomando como base a distribuição Normal que tem coeficiente de curtose igual a 3, tem-se que as distribuições cujo valor de curtose é igual a 3 são mesocúrticas, aquelas que possuem valor de curtose maior que 3 são leptocúrticas e as que apresentarem valor de curtose menor que 3 são platicúrticas.

Todas as séries de produtividade de milho do Paraná exibiram assimetria positiva, ou seja, à direita. Os coeficientes de assimetria variaram de 0,03 a 1,88, com média de 0,72. A maioria das séries (70%) foi classificada como platicúrtica. Na Figura 1 são mostrados os gráficos das séries originais de produtividade de milho (kg/ha) para cada um dos municípios considerados.

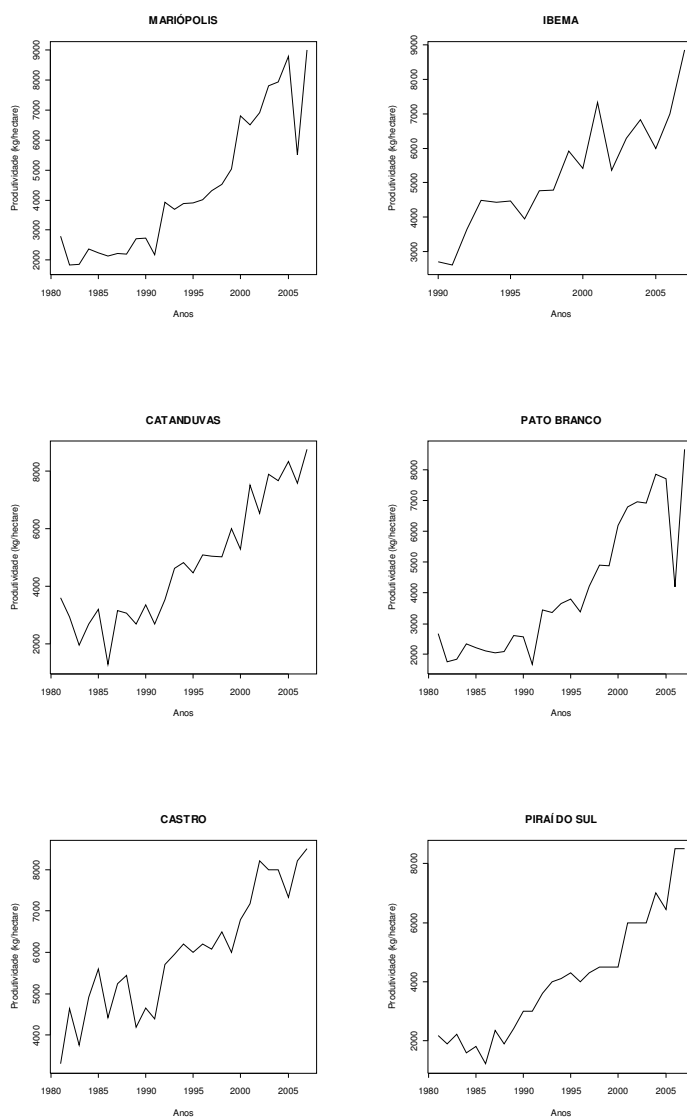


Figura 1 Séries temporais de produtividade de milho (kg/ha) de trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (continua)

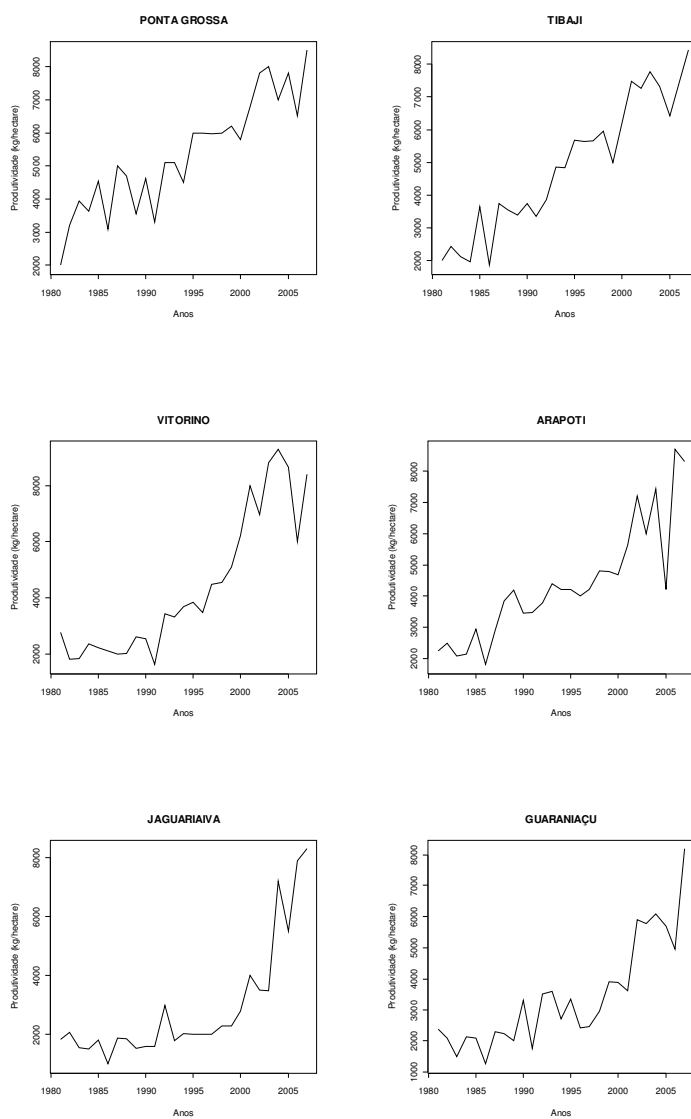


Figura 1 Séries temporais de produtividade de milho (kg/ha) de trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (continuação)

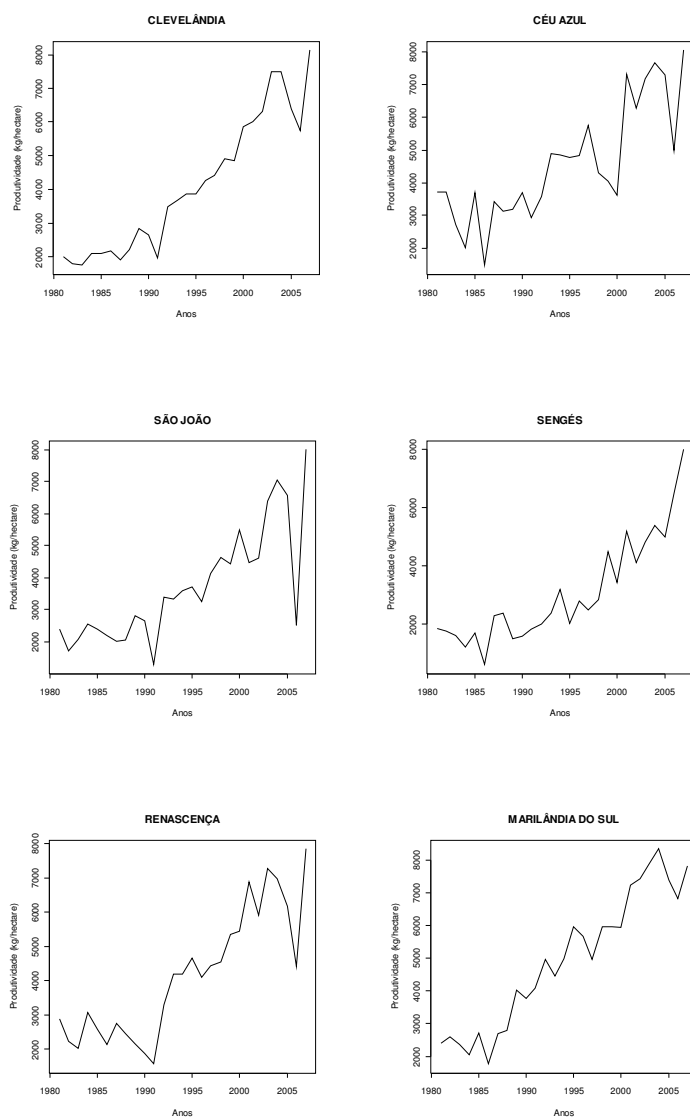


Figura 1 Séries temporais de produtividade de milho (kg/ha) de trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (continuação)

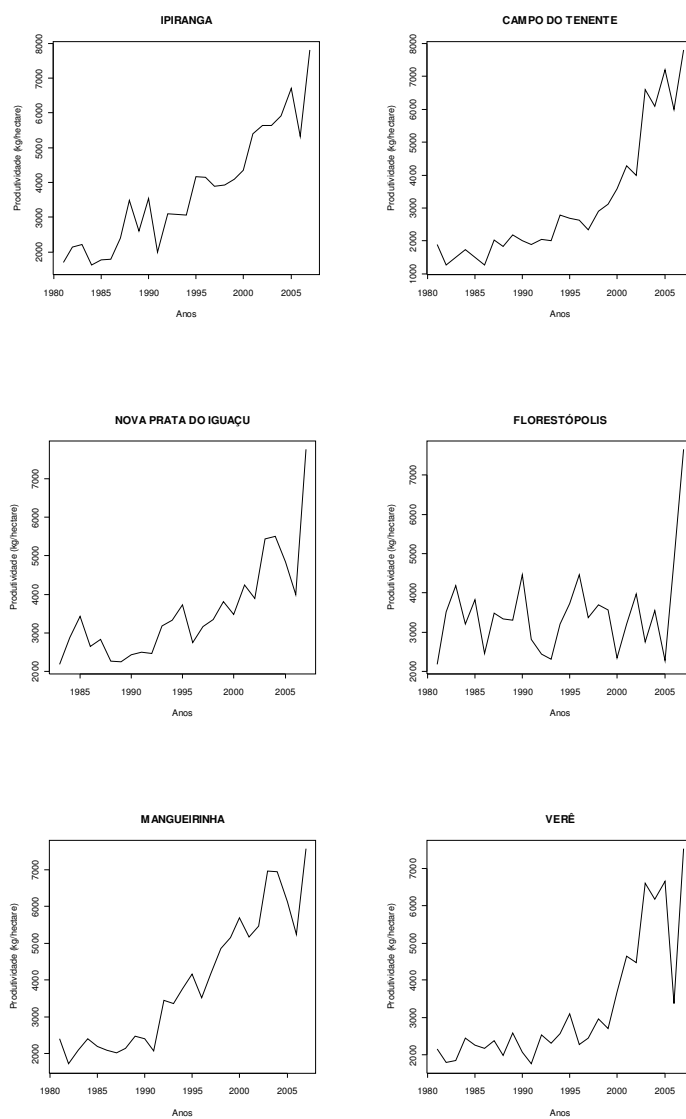


Figura 1 Séries temporais de produtividade de milho (kg/ha) de trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (continuação)

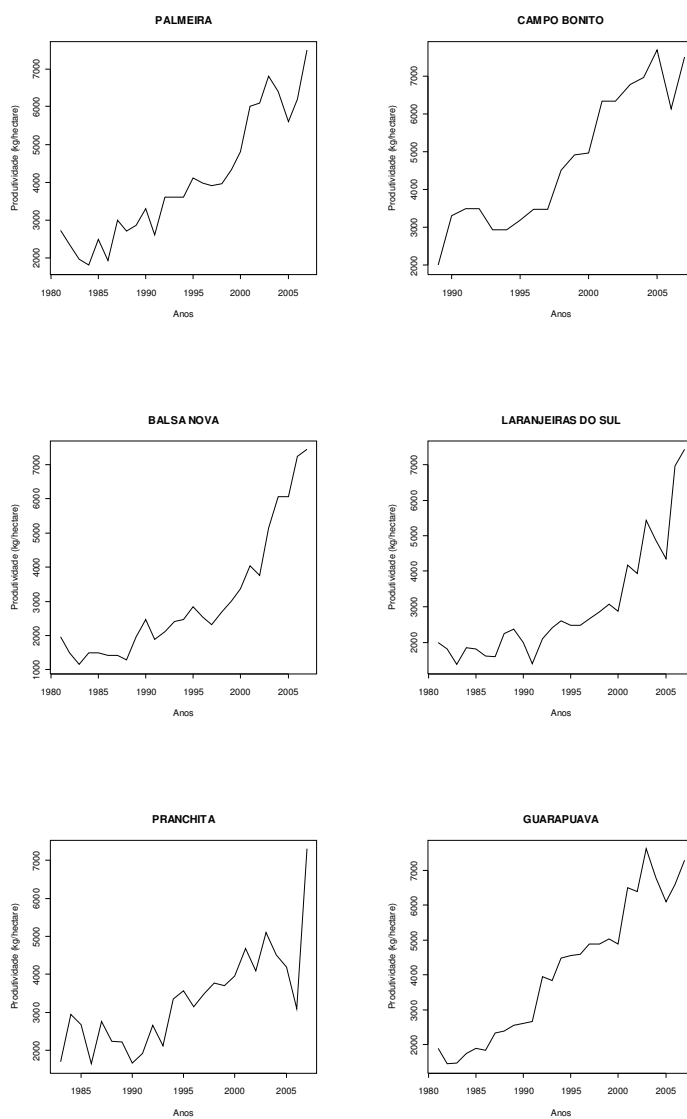


Figura 1 Séries temporais de produtividade de milho (kg/ha) de trinta municípios do Paraná, 1981-2007 (conclusão)

Na Figura 1 observa-se a presença de tendência nas séries de produtividade de todos os municípios analisados. Essa tendência se deve em parte, ao fato do avanço das tecnologias utilizadas nas lavouras de milho, como técnicas de plantio, maquinário, insumos, etc. A presença de tendência nas séries de produtividade analisadas contrasta com as séries de produtividade de milho, praticamente estacionárias, observadas na maior região produtora dos Estados Unidos (SHERRICK, 2004).

Apesar de a inspeção visual dos gráficos da Figura 1 indicar a presença de tendência, também se adotou o teste de Phillips-Perron com o mesmo propósito. Segundo Sherrick (2004), este teste é uma das abordagens mais comuns para testar a existência de tendência estocástica. Enders (1995) e Sherrick (2004) argumentam em favor do teste para avaliar a possibilidade de tendência estacionária, pois permite um conjunto mais fraco de hipóteses sobre o processo de erro e apresenta um maior poder para rejeitar uma hipótese nula falsa de uma raiz unitária. O teste de Phillips-Perron rejeitou a hipótese de estacionaridade ($p > 0,05$) para dezesseis das trinta séries analisadas. Assim, foram utilizadas as técnicas de regressão linear simples, passeio aleatório (diferenciação da série) e processos autorregressivos de ordem 1 para contornar o problema de tendência das séries de produtividade.

Deve-se observar que o número de observações da série sem tendência pode diferir do número de observações da série original, de acordo com o método utilizado na retirada da tendência. Por exemplo, quando é usado um modelo de passeio aleatório simples para se obter uma série sem tendência, perde-se uma observação.

Após utilizar as técnicas de regressão linear simples, diferenciação da série e processos autorregressivos, dependendo do tipo de tendência observada na série de produtividade, novamente, foi realizada a análise de tendência. O

teste de Phillips-Perron aceitou a hipótese de estacionaridade ($p < 0,05$) para todas as séries analisadas.

Retirada a tendência dos dados, verificou-se a hipótese de independência entre as observações por meio do uso do teste de Durbin-Watson e do gráfico da função de autocorrelação. O teste de Durbin-Watson mostrou que, com exceção das cidades de Castro, Mangueirinha e Guarapuava, as demais apresentaram séries com dados independentes ($p > 0,05$). Os autocorrelogramas mostraram que as cidades Pirai do Sul, Tibaji, Jaguariaíva, Sengés, Campo do Tenente e Verê também apresentaram problemas de dependência. Neste caso, para estas cidades, foi usado um modelo AR(1).

Na Figura 2 observam-se casos típicos de autocorrelogramas observados para os dados. A interpretação dos mesmos pode ser feita tomando-se como base os limites que neles aparecem. O primeiro traço vertical (“lag” 0) que aparece no gráfico sempre está ligado ao número 1 no eixo vertical. Deve-se, então, analisar a existência de outros traços verticais ultrapassando os limites de confiança delimitados pelas linhas pontilhadas no gráfico.

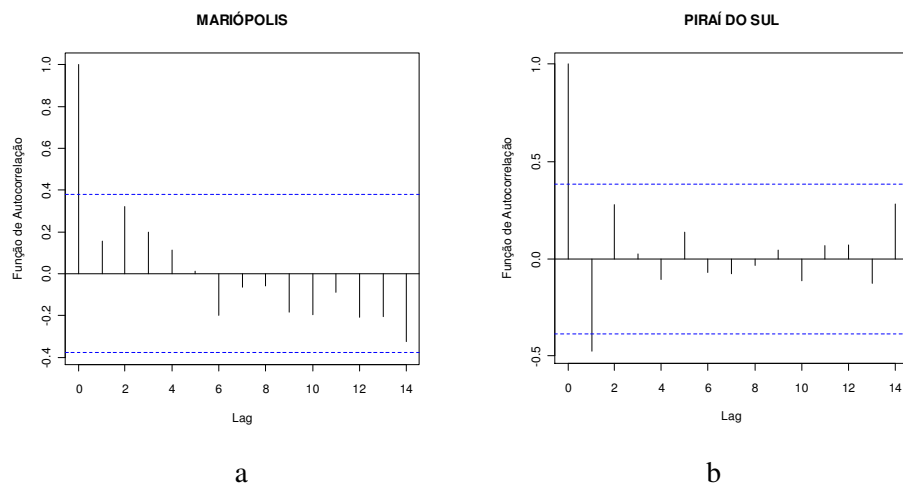


Figura 2 Exemplo de autocorrelogramas das séries de produtividade dos municípios de Mariópolis (a) e Pirai do Sul (b)

Na Figura 2 (a) nota-se que não existe autocorrelação serial a 95% de confiança, tendo em vista que nenhum traço vertical (depois do “lag” 0) ultrapassou os limites de confiança (linhas pontilhadas). Esses limites são calculados para séries independentes, ou seja, com autocorrelação nula. Entretanto, na Figura 2 (b) observa-se a presença de autocorrelação serial, que pode ser notada pelo traço vertical que ultrapassa o limite de confiança “lag” 1. A interpretação do autocorrelograma permite a avaliar se uma série pode ser entendida como uma sequência de variáveis aleatórias não correlacionadas e com a mesma variância.

Um dos municípios em que foi necessário ajustar um modelo AR(1), foi Piraí do Sul, pois o autocorrelograma foi obtido após o ajuste de um modelo de passeio aleatório. Nota-se, na Figura 2 (b), que o modelo de passeio aleatório foi suficiente para retirar a tendência, mas não teve um bom desempenho no controle da autocorrelação. Deve-se, então, desconsiderar o modelo de passeio aleatório ajustado anteriormente e prosseguir com o ajuste de um modelo AR(1). A ordem do modelo AR pode ser definida pelo gráfico de função de autocorrelação parcial (pacf). Na Figura 3, observa-se o gráfico da função de autocorrelação parcial do município de Piraí do Sul.

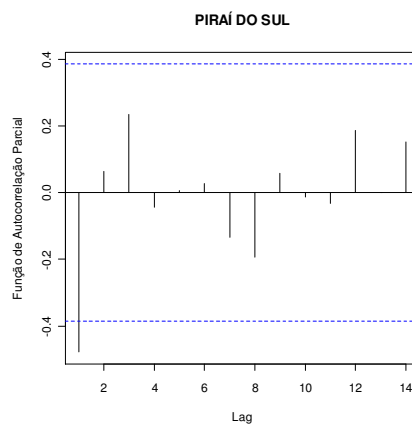


Figura 3 Gráfico da função de autocorrelação parcial do município de Pirai do Sul

A interpretação do gráfico da função de autocorrelação parcial é feita do mesmo modo que no gráfico da função de autocorrelação. Porém, no gráfico “pacf”, a ordem no modelo AR é definida pelo número de traços verticais (“lags”) que ultrapassam os limites de confiança (95%) do gráfico. Para o município de Pirai do Sul, o modelo ajustado foi o AR(1), pois apenas um dos “lags” ultrapassou o limite inferior.

Corrigidas a tendência e a dependência das séries, passou-se à última etapa da preparação dos dados antes do ajuste das densidades, ou seja, verificar a hipótese de homocedasticidade. O teste de Breush-Pagan mostrou que as séries de produtividade eram homocedásticas ($p > 0,05$), com exceção dos municípios de Arapoti e São João, onde foi detectada a presença de heterocedasticidade leve. Fez-se a opção de não realizar transformações para corrigir a variância dessas cidades. No Anexo são apresentadas algumas estatísticas descritivas das séries de produtividade sem tendência, com independência nos dados e homocedásticas.

Deve-se ressaltar que a teoria atuarial de segurabilidade é baseada em alguns pressupostos, tais como independência entre eventos e homocedasticidade. Entretanto, conforme explicitado na revisão de literatura, existe um risco sistêmico associado ao seguro agrícola e a pressuposição de independência entre as unidades seguradas é violada, fazendo com que o risco agregado seja maior que o risco individual (OZAKI, 2005b, 2007). Este fato não somente dificulta a quantificação dos riscos associados à atividade, mas também impede o uso de modelos probabilísticos diretamente nas séries brutas, para o cálculo do pagamento esperado do seguro.

Com a série corrigida, é possível modelar os dados por uma distribuição de probabilidade. Na Figura 4 mostram-se as densidades Normal e Skew-Normal ajustadas para as séries corrigidas de produtividade de milho (kg/ha) dos municípios do Paraná.

Observa-se que, para os municípios de Céu Azul, Jaguariaíva, Laranjeiras do Sul, Nova Prata do Iguaçu e Ponta Grossa, não houve convergência dos estimadores de máxima verossimilhança da Skew-Normal e, portanto, isso impossibilitou seu ajuste.

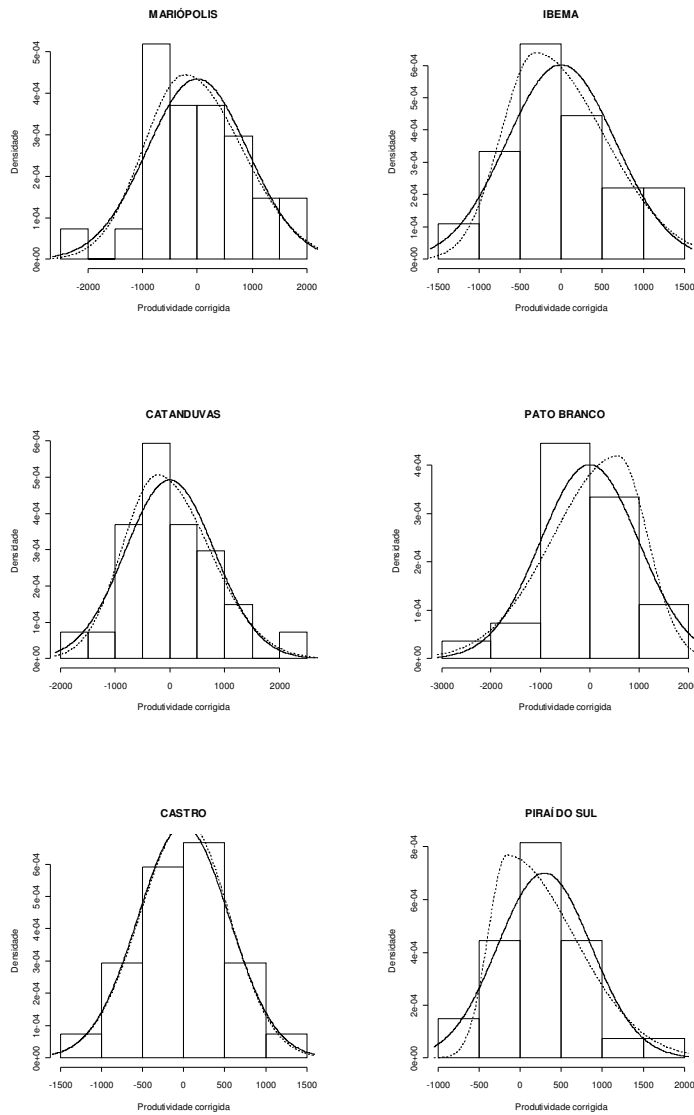


Figura 4 Distribuições Normal (___) e Skew-Normal (_ _ _) ajustadas para produtividade de milho (kg/ha) do Paraná, 1981-2007 (continua)

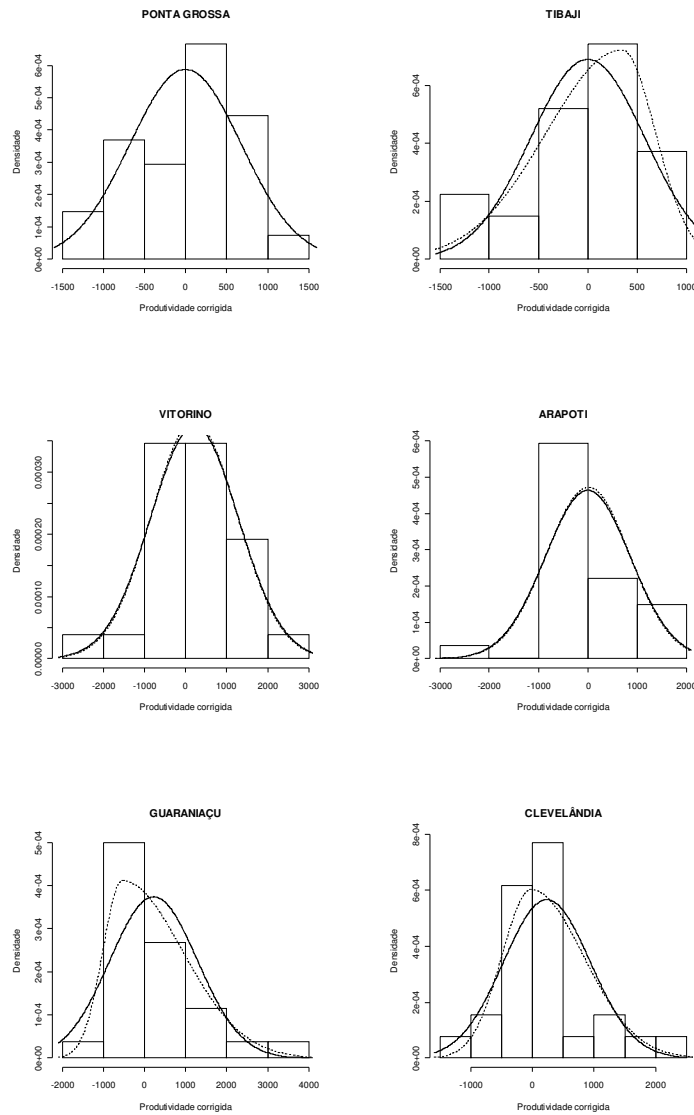


Figura 4 Distribuições Normal (—) e Skew-Normal (- - -) ajustadas para produtividade de milho (kg/ha) do Paraná, 1981-2007 (continuação)

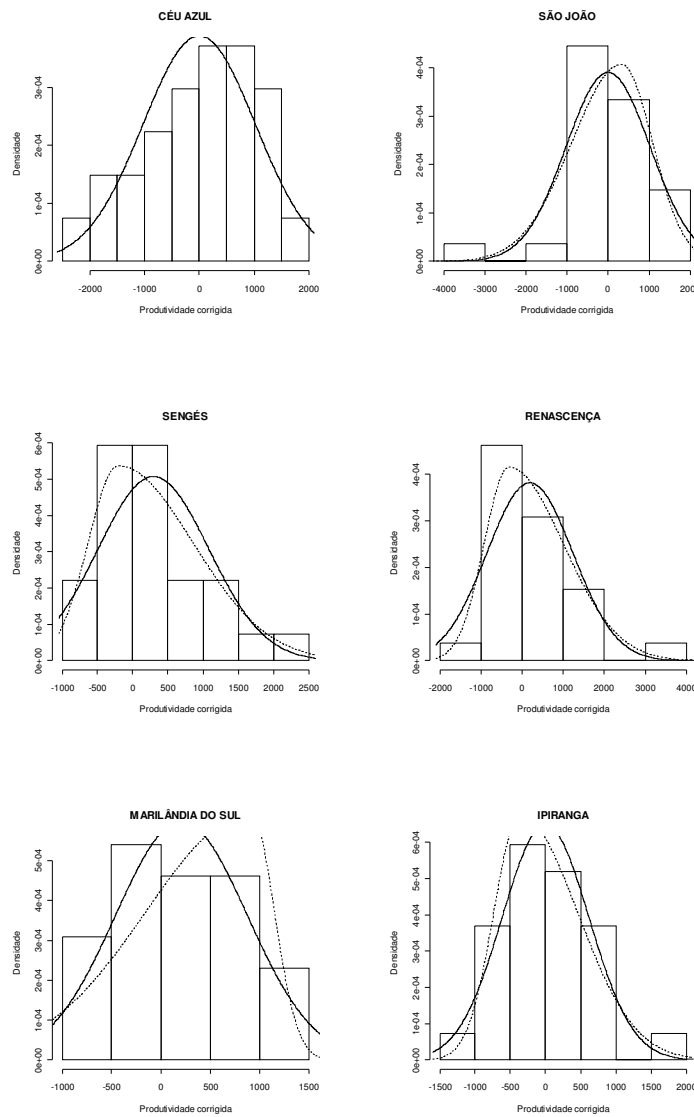


Figura 4 Distribuições Normal (___) e Skew-Normal (_ _ _) ajustadas para produtividade de milho (kg/ha) do Paraná, 1981-2007 (continuação)

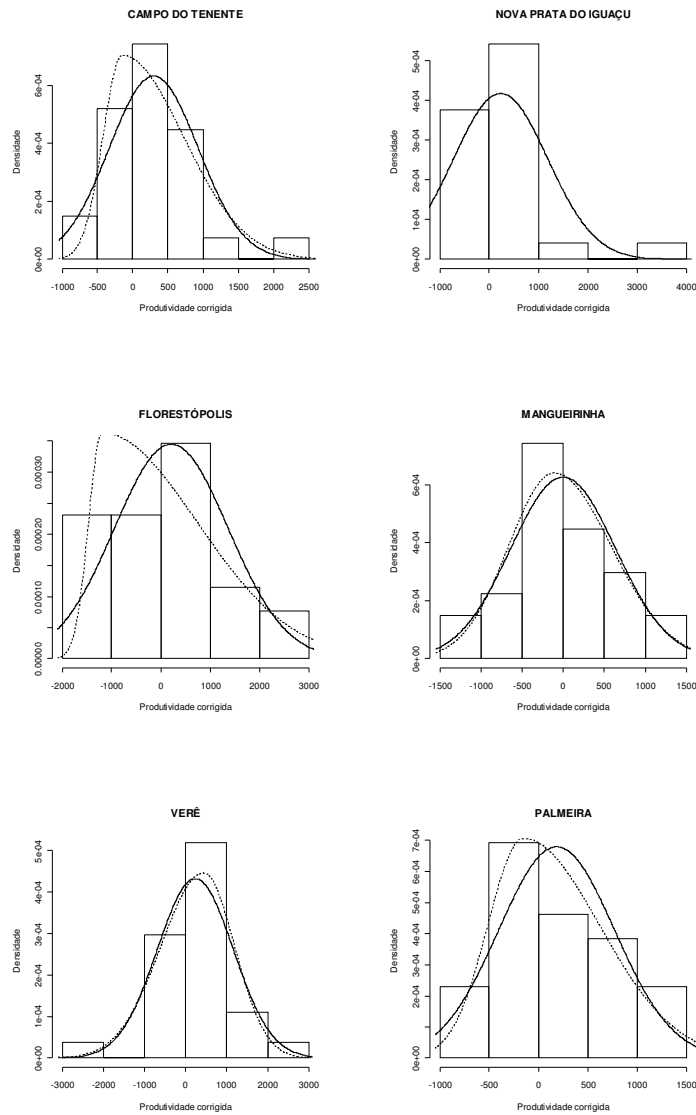


Figura 4 Distribuições Normal (___) e Skew-Normal (_ _ _) ajustadas para produtividade de milho (kg/ha) do Paraná, 1981-2007 (continuação)

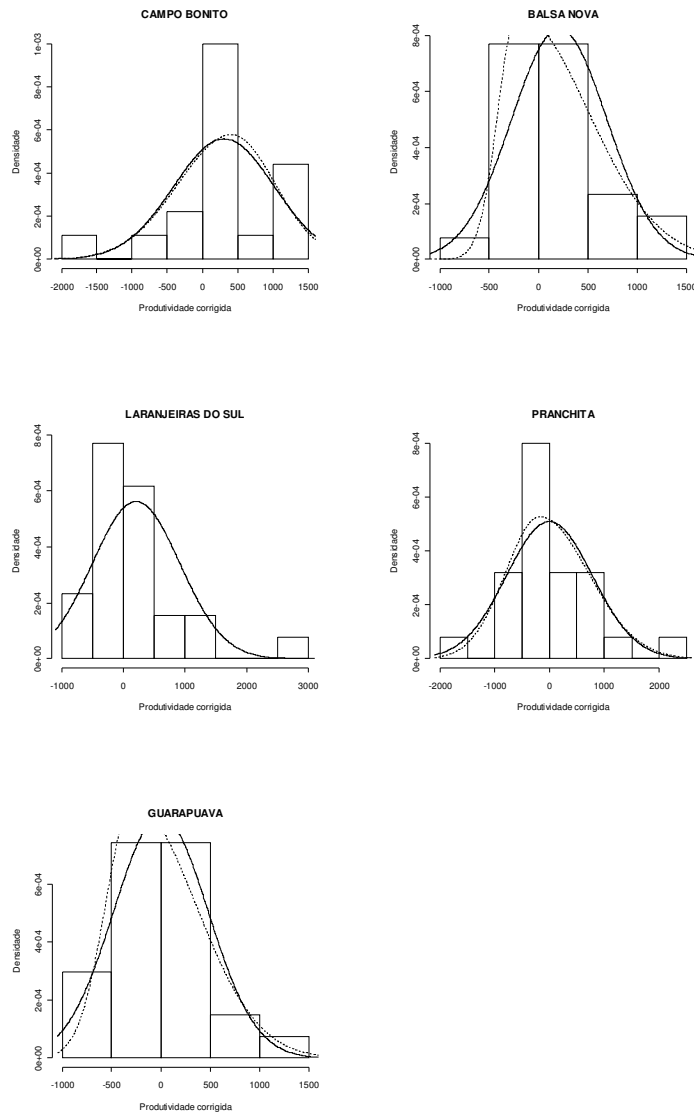


Figura 4 Distribuições Normal (___) e Skew-Normal (_ _ _) ajustadas para produtividade de milho (kg/ha) do Paraná, 1981-2007 (conclusão)

Após o ajuste das densidades Normal e Skew-Normal para as distribuições de produtividade agrícola, testou-se a adequabilidade dos ajustes utilizando o teste de Kolmogorov-Smirnov. A densidade Normal não apresentou ajuste estatisticamente significativo, a 10%, apenas para a distribuição de produtividade do município de Jaguariaíva. A densidade Skew-Normal apresentou ajuste estatisticamente significativo, a 10%, para todos os municípios em que a densidade foi ajustada. Além disso, a densidade Skew-Normal apresentou as menores somas de quadrados dos erros para todas as distribuições de produtividade onde foi possível ajustar a densidade. Assim, pode-se concluir que a Skew-Normal foi a distribuição com melhor ajuste para todas as séries em que foi possível o ajuste das duas distribuições analisadas.

Na Tabela 2 mostra-se a soma dos quadrados dos erros de cada uma das séries corrigidas para as distribuições Normal e Skew-Normal ajustadas.

Tabela 2 Soma dos quadrados dos erros para as distribuições Normal e Skew-Normal ajustadas para as séries corrigidas (municípios do Paraná).

Município	SQE Normal	SQE Skew-Normal
Mariópolis	21864284	21864278
Ibema	7446391	7446387
Catanduvas	17111482	17111476
Pato Branco	25778779	25778775
Castro	7999119	7999114
Piraí do Sul	10798113	10798108
Ponta Grossa	11952740	--
Tibagi	8728477	8728473
Vitorino	29674761	29674757
Arapoti	19266160	19266155

continua

Tabela 2, continuação

Município	SQE Normal	SQE Skew-Normal
Jaguariaíva	ns	--
Guaraniaçu	29613430	29613424
Clevelândia	13860732	13860729
Céu Azul	27501327	--
São João	27248751	27248748
Sengés	18469095	18469090
Renascença	28301750	28301744
Marilândia do S.	12325812	12325809
Ipiranga	9847609	9847602
Campo do Tenente	12814034	12814028
Nova Prata do Iguaçu	22291792	--
Florestópolis	34581821	34581814
Mangueirinha	10595520	10595515
Verê	23673437	23673434
Palmeira	9493398	9493392
Campo Bonito	10290144	10290142
Balsa Nova	7033049	7033044
Laranjeiras do S.	13740905	--
Pranchita	14685681	14685677
Guarapuava	5956707	5956702

Na última etapa do processo, o cálculo APH é usado para fornecer estimativas dos valores esperados das indenizações por unidade de área em relação a cada unidade segurada. Neste caso, é feita a união entre a função

densidade de probabilidade da distribuição de produtividade que foi ajustada e a fórmula que estima o valor do pagamento esperado do seguro (equação 26).

Na Tabela 3 são mostrados os valores estimados (em R\$/ha) para o pagamento esperado do seguro agrícola para cada uma das cidades selecionadas do Paraná com base no cálculo APH. Foi utilizado o indicador Cepea/Esalq – Milho (31-01-én2011) com um preço do milho de R\$ 32,11 por saca de 60 kg para ilustrar os cálculos e simular o preço do milho previsto em contrato (CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA, 2010). Observa-se que não foi possível a estimação do pagamento esperado para os municípios de Céu Azul, Jaguariaíva, Laranjeiras do Sul, Nova Prata do Iguaçu e Ponta Grossa, devido à falta de convergência dos estimadores de máxima verossimilhança da distribuição Skew-Normal.

Tabela 3 Pagamento esperado por unidade de área da cultura de milho para cidades do Paraná, cobertura de 70%, 1981-2007, Reais por hectare.

Município	Normal (R\$)	Skew-Normal (R\$)
Mariópolis	10,70493	12,07344
Ibema	0,1985859	0,1978225
Catanduvas	14,45295	16,61428
Pato Branco	2,809048	2,917147
Castro	0,7567108	0,7932405
Piraí do Sul	54,65214	40,44970
Ponta Grossa	1,410876	--
Tibagi	5,540277	5,27399
Vitorino	0,5070298	0,4216994
Arapoti	11,41671	12,72312
Jaguariaíva	ns	--

continua

Tabela 3, continuação

Município	Normal (R\$)	Skew-Normal (R\$)
Guaraniaçu	17,49157	15,47649
Clevelândia	1,802261	1,167653
Céu Azul	6,783582	--
São João	3,606921	3,934251
Sengés	68,44152	63,05922
Renascença	1,028588	0,7941647
Marilândia do S.	0,01902890	0,01532165
Ipiranga	15,57037	18,882
Campo do Tenente	23,80958	14,3778
Nova Prata do Iguaçu	18,31154	--
Florestópolis	66,65323	77,0081
Mangueirinha	1,825512	1,947399
Verê	0,01780649	0,01551144
Palmeira	2,646129	1,982869
Campo Bonito	2,487175	1,893065
Balsa Nova	34,2689	27,84263
Laranjeiras do S.	18,24871	--
Pranchita	0,01203237	0,01201180
Guarapuava	4,559823	4,075864

(--) mostra que não houve convergência do estimador de máxima verossimilhança da Skew-Normal

(ns) teste de DW foi não significativo ($p < 0,05$)

Os valores estimados apresentados na Tabela 3 mostram estimativas para a indenização esperada por unidade de área (ha), levando em conta o prêmio atuarialmente justo, que é aquele que não prevê, em seus cálculos, os

gastos e os custos por parte da seguradora. Os valores estimados mostram, em moeda corrente (R\$), a diferença entre a produtividade real e a produtividade esperada prevista em contrato que a seguradora deverá “completar” em dinheiro, em caso de sinistro no município. Por exemplo, no município de Catanduvas, a previsão é de que a seguradora pagará uma indenização no valor de R\$14,45 por hectare, de acordo com a distribuição Normal e de R\$16,61, de acordo com a Skew-Normal.

Na Tabela 3 observa-se que, utilizando a fórmula do cálculo da produtividade APH, os pagamentos esperados com o uso da distribuição Skew-Normal foram maiores que os estimados pela distribuição Normal com um nível de 70% de cobertura, o que sugere alguma assimetria positiva na distribuição Skew-Normal. Estes resultados corroboram os resultados obtidos por Ozaki, Goodwin e Shiota (2008) que apontaram, para os municípios de Cascavel, Guarapuava e Tibaji, alguma assimetria positiva com o uso da distribuição Beta.

As distribuições Normal e Skew-Normal foram escolhidas para este estudo por apresentarem a possibilidade de ajuste de uma série que contenha valores de observações positivos e negativos. Conforme apresentado na revisão de literatura, existem outras distribuições, como Log Normal, Beta, etc., que poderiam ser testadas. Entretanto, as séries de produtividade utilizadas nesta dissertação apresentaram tendência, o que exigiu métodos de correção das mesmas. Sabe-se que as séries corrigidas podem apresentar valores negativos, fato que impossibilita o uso de algumas distribuições paramétricas, como é o caso da densidade Log Normal, entre outras.

Deve-se destacar que o modelo Normal não pode deixar de ser examinado, pois a distribuição Normal é utilizada frequentemente em vários artigos da área, tais como Atwood, Shaik e Watts (2002, 2003), Just e Weninger (1999), Kapiamba (2005), Ozaki, Goodwin e Shiota (2008), Ramírez, Misra e Field (2001, 2003), Sherrick (2004) e Zanini et al. (2001), entre outros.

Uma vantagem da distribuição Skew-Normal em relação à Normal é a possibilidade de assimetria. Uma desvantagem da distribuição Skew-Normal em relação à Normal é a possibilidade de não ocorrer convergência no algoritmo que estima os parâmetros do modelo. Observa-se também que ambos os modelos apresentam uma limitação que é a impossibilidade de bimodalidade ou multimodalidade da distribuição de produtividade.

Observa-se que, neste estudo, foram utilizados dados do município, logo, o seguro teria as mesmas taxas e valores estimados de indenizações para cada unidade de área de cada fazenda dentro do mesmo município. Este fato não permite a avaliação de diferenças entre as fazendas.

Outro fato que deve ser destacado é o modo de pagamento das indenizações aos segurados. Após a constatação de sinistro no seguro agrícola, as seguradoras pagam as indenizações “completando” em dinheiro o percentual de produtividade que ficou abaixo do nível contratado a um preço estabelecido previamente no contrato.

Finalmente, pode-se destacar que, neste estudo, propôs-se a densidade Skew-Normal como uma alternativa para modelar dados de produtividade agrícola no Brasil que, até o momento, não foi considerada em trabalhos teóricos para o cálculo dos pagamentos esperados do seguro. Embora não tenha sido possível comparar os resultados obtidos com dados reais de pagamentos esperados de seguradoras, de maneira geral, pode-se concluir que a distribuição Skew-Normal forneceu um melhor ajuste que a distribuição Normal, para a produtividade de milho, nos municípios analisados. Espera-se que os resultados possam contribuir para o progresso do seguro agrícola brasileiro e que sejam úteis para outros pesquisadores da área.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

5.1 Conclusão

As seguradoras brasileiras usam uma média simples das produtividades dos quatro ou cinco anos anteriores para estimar a produtividade do ano seguinte que será utilizada no cálculo do pagamento esperado. Nesta dissertação apresenta-se, pela primeira vez, a distribuição Skew-Normal para a estimativa do pagamento esperado. Os resultados mostraram que a densidade Skew-Normal é um modelo competitivo e alternativo à distribuição Normal para explicar as distribuições de produtividade agrícola de milho e, portanto, pode ser utilizada para o cálculo dos pagamentos esperados no seguro agrícola no Brasil.

Baseados no histórico da produtividade de milho, os baixos valores estimados para os pagamentos esperados com a utilização da Skew-Normal refletem uma baixa probabilidade de ocorrência de sinistros.

5.2 Trabalhos futuros

- Comparar os pagamentos esperados obtidos com o uso dos modelos probabilísticos analisados com dados fornecidos por seguradoras.
- Ajustar outras distribuições de probabilidade paramétricas e não-paramétricas para dados de produtividade agrícola que atendam as peculiaridades da realidade brasileira.

REFERÊNCIAS

ARELLANO-VALLE, R. B.; GÓMEZ, H. W.; QUINTANAZ, F. A. **A new class of skew normal distributions**. Disponível em: <<http://www.mat.puc.cl/~quintana/sng.pdf>>. Acesso em: 20 jan. 2011.

ATWOOD, J.; SHAIK, S.; WATTS, M. Are crop yields normally distributed?: a reexamination. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 85, n. 11, p. 888-901, Nov. 2003.

_____. Can normality of yields be assumed for crop insurance? **Canadian Journal of Agricultural Economics**, Ottawa, v. 50, n. 2, p. 171-184, July 2002.

BRASIL. **Resolução nº 22**, de 30 de dezembro de 2009. Aprova o Plano Trienal do Seguro Rural - PTSR do Programa de Subvenção ao Prêmio do Seguro Rural para o período de 2010 a 2012. Brasília, 2009. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/1568069/dou-secao-1-31-12-2009-pg-7>>. Acesso em: 18 jan. 2011.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, Chicago, v. 47, n. 5, p. 1287-1294, 1979.

CARRIQUIRY, M. A.; BABCOCK, B. A.; HART, C. E. Using a farmer's beta for improved estimation of expected yields. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Saint Paul, v. 33, n. 1, p. 52-68, Apr. 2008.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA.
Indicador CEPEA/ESALQ: preço milho em 31-01-2011: R\$ 32,11 por saca de 60 kg com variação de +0,03%, fechamento em 31-01-2011. Disponível em: <<http://www.noticiasagricolas.com.br/cotacoes.php?id=20>>. Acesso em: 1 fev. 2010.

CHARNET, R. et al. **Análise de modelos de regressão linear: com aplicações**. 2. ed. Campinas: UNICAMP, 2008. 368 p.

CHEMICAL RUBBER COMPANY. **Handbook of tables for probability and statistics**. Cleveland, 1966. 502 p.

CHEN, S. L.; MIRANDA, M. J. **Modeling multivariate crop yield densities with frequent extreme events**. Denver: American Agricultural Economics Association, 2004. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19970/1/sp04ch12.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

COBLE, K. H. et al. An expected indemnity approach to the measurement of moral hazard in crop insurance. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 79, n. 2, p. 216-226, Feb. 1997.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. New York: J. Wiley, 1998. 704 p.

DURBIN, J.; WATSON, G. S. Testing for serial correlation in least squares regression: I. **Biometrika**, London, v. 37, n. 3/4, p. 409-428, 1950.

_____. Testing for serial correlation in least squares regression: II. **Biometrika**, London, v. 38, n. 1/2, p. 159-178, 1951.

EHLERS, R. S. **Análise de séries temporais**. 4. ed. Curitiba: UFPR, 2007. 112 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: J. Wiley, 1995. 480 p.

FERREIRA, D. F. **Estatística básica**. 2. ed. Lavras: UFLA, 2009. 664 p.

GALLAGHER, P. U.S. soybean yields: estimation and forecasting with nonsymmetric disturbances. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 69, n. 4, p. 796-806, Nov. 1987.

GOODWIN, B.; KER, A. P. Nonparametric estimation of crop yield distributions: implications for rating group-risk crop insurance contracts. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 80, n. 1, p. 139-153, Feb. 1998.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HARRI, A. Crop yield distributions: a reconciliation of previous research and statistical tests for normality. **Review of Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 31, n. 1, p. 163-182, Mar. 2009.

HENNESSY, D. A. Crop yield skewness and the normal distribution. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Saint Paul, v. 34, n. 1, p. 34-52, Jan. 2009.

_____. **Toward a normative theory of crop yield skewness**. Ames: Iowa State University, 2008. 25 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo 2010**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/censo2010/>>. Acesso em: 6 jan. 2011.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **O perfil do seguro rural no programa de subvenção ao prêmio no Brasil em 2007**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=9221>>. Acesso em: 18 jan. 2011.

JUST, R. E.; CALVIN, L.; QUIGGIN, J. Adverse selection in crop insurance: actuarial and asymmetric information incentives. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 81, n. 4, p. 834-849, Nov. 1999.

JUST, R. E.; WENINGER, Q. Are crop yields normally distributed? **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 81, n. 2, p. 278-304, May 1999.

KAPIAMBA, L. F. **Modeling heteroskedasticity of crop yield distributions: implications for normality**. Providence: American Agricultural Economics Association, 2005. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19475/1/sp05ka04.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2011.

KER, A. P.; COBLE, K. Modeling conditional yield densities. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 85, n. 2, p. 291-304, Feb. 2003.

KER, A. P.; GOODWIN, B. K. Nonparametric estimation of crop insurance rates revisited. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 83, n. 2, p. 463-478, May 2000.

LAGES, W. F. **Descrição de sinais aleatórios**. Porto Alegre: UFRGS, 2004. Disponível em: <<http://www.ece.ufrgs.br/~fetter/ele00071/dec/signals.pdf>>. Acesso em: 24 jan. 2011.

LAMOUNIER, W. M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços *spot* do café brasileiro na NYBOT. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 14, n. 1, p. 13-23, 2007.

LANDIM, R. **Brasil supera Canadá e se torna o terceiro maior exportador agrícola**. Disponível em: <http://www.estadao.com.br/estadaodehoje/20100307/not_imp520620,0.php>. Acesso em: 19 jan. 2011.

LAWAS, C. P. B. S. **Crop insurance premium rate impacts of flexible parametric yield distributions: an evaluation of the Johnson family of distributions**. 2005. 81 p. Thesis (Master in Science) - Texas Tech University, Lubbock, 2005.

MAIA, S. F. **Econometria II**. João Pessoa: UFPB, 2003. 42 p. (Séries Temporais).

MOOD, A. M.; GRAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. New York: McGraw-Hill, 1974. 577 p.

MOSS, C. B.; SHONKWILER, J. S. Estimating yield distributions with a stochastic trend and nonnormal errors. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 75, n. 4, p. 1056-1062, Nov. 1993.

NELSON, C. H.; PRECKEL, P. V. The conditional Beta distribution as a stochastic production function. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 71, n. 2, p. 370-377, May 1989.

NORWOOD, B.; ROBERTS, M. C.; LUSK, J. L. Ranking crop yield models using out-of-sample likelihood functions. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 86, n. 4, p. 1032-1043, Apr. 2004.

O'HAGAN, A.; LEONARD, T. Bayes estimation subject to uncertainty about parameter constraints. **Biometrika**, London, v. 63, n. 1, p. 201-203, 1976.

OLIVEIRA, M. S. de. **Comparações múltiplas Bayesianas com erro normal assimétrico**. 2009. 154 p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2009.

OZAKI, V. A. Aspectos contratuais e performance do seguro de custeio agrícola. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 109, p. 13-25, jul./dez. 2005a.

_____. Em busca de um novo paradigma para o seguro rural no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006a. 1 CD-ROM.

_____. Governo federal e o mercado de seguro agrícola: aprendendo com o passado e construindo o futuro. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006b. 1 CD-ROM.

_____. **Métodos atuariais aplicados à determinação da taxa de prêmio de contratos de seguro agrícola:** um estudo de caso. 2005. 324 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2005b.

_____. O papel do seguro na gestão do risco agrícola e os empecilhos para o seu desenvolvimento. **Revista Brasileira de Risco e Seguro**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 4, p. 75-92, mar. 2007.

_____. Spatio-temporal modeling of agricultural yield data with an application to pricing crop insurance contracts. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 90, n. 4, p. 951-961, Apr. 2008.

OZAKI, V. A.; GOODWIN, B. K.; SHIROTA, R. Parametric and non-parametric statistical modeling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts. **Applied Economics**, London, v. 40, n. 9, p. 1151-1164, Sept. 2008.

PEREIRA, P. L. V. Cointegração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 7-29, 1988.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335-346, Apr. 1988.

PORTAL DE NOTÍCIAS R7. **PIB do agronegócio caiu 6% em 2009.** Disponível em: <<http://noticias.r7.com/economia/noticias/pib-do-agronegocio-caiu-6-em-2009-20100210.html>>. Acesso em: 6 jan. 2011.

PRODUÇÃO agrícola do Brasil bate novo recorde em 2010. Disponível em: <<https://www.odiariodeminas.com.br/portal/index.php/categorias-brasil/item/693-produ%C3%A7%C3%A3o-agr%C3%ADcola-do-brasil-bate-novo-recorde-em-2010>>. Acesso em: 19 jan. 2011.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2010. Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 10 fev. 2010.

RACINE, J.; KER, A. Rating crop insurance policies with efficient nonparametric estimators that admit mixed data types. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, Saint Paul, v. 31, n. 1, p. 27-39, Jan. 2006.

RAMÍREZ, O. A. Estimation and use of a multivariate parametric model for simulating heteroskedastic, correlated, nonnormal random variables: the case of Corn Belt corn, soybean, and wheat yields. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 79, n. 1, p. 191-205, Feb. 1997.

RAMÍREZ, O. A.; MISRA, S.; FIELD, J. **Are crop yields normally distributed?** Illinois: American Agricultural Economics Association, 2001. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/1244582>>. Acesso em: 18 jan. 2011.

_____. Crop-yield distributions revisited. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 85, n. 1, p. 108-120, Jan. 2003.

SHERRICK, B. J. Crop insurance valuation under alternative yield distributions. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 86, n. 2, p. 406-419, Feb. 2004.

SKEES, J.; REED, M. Rate making for farm-level crop insurance: implications for adverse selection. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v. 68, n. 3, p. 653-659, Aug. 1986.

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS. **Seguro rural**. Disponível em: <http://www.susep.gov.br/menuatendimento/Seguro_Rural.asp>. Acesso em: 18 jan. 2011.

TURVEY, C. G.; ZHAO, J. **Parametric and non-parametric crop yield distributions and their effects on all-risk crop insurance premiums**. Guelph: University of Guelph, 1999. 19 p.

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO. **Projeto seguro agrícola: modelagem estatística e precificação**. São Paulo, 2007. Disponível em: <<http://www.lce.esalq.usp.br/seguroagricola/index.html>>. Acesso em: 10 out. 2010.

VEDENOV, D. **Application of copulas to estimation of crop yield distributions**. Orlando: American Agricultural Economics, 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6264/2/464004.pdf>>. Acesso em: 22 jan. 2011.

ZANINI, F. C. et al. Crop insurance valuation under alternative yield distributions. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 1., 2001, Saint Louis. **Proceedings...** Saint Louis: Farmdoc, 2001. Disponível em: <<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>>. Acesso em: 10 jan. 2011.

ZHENG, Q.; WANG, H. H.; SHI, Q. **Estimating multivariate yield distributions using nonparametric methods**. Orlando: American Agricultural Economics Association, 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6509/2/464062.pdf>>. Acesso em: 22 jan. 2011.

ZHU, Y.; GOODWIN, B.; GHOSH, S. **Time-varying yield distributions and the implications for crop insurance pricing**. Raleigh: North Carolina State University, 2008. 25 p.

ANEXO

Tabela 1A Estatísticas descritivas das séries corrigidas de produtividade de milho (kg/ha) para trinta municípios do Paraná, 1981-2007.

Município	Obs. (n)	Média	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
Mariópolis	27	0	917,0245	0,05540438	2,356659
Ibema	18	0	661,8330	0,4699185	2,389885
Catanduvas	27	0	811,2545	0,3174979	2,793081
Pato Branco	27	0	995,7367	-0,5999674	3,456383
Castro	27	0	554,6697	-0,0231321	2,247981
Piraí do Sul	27	296,5147	569,2185	0,9629733	3,749669
Ponta Grossa	27	0	678,0271	-0,3898725	2,168453
Tibagi	27	0	579,4055	-0,3951237	2,295382
Vitorino	27-1	216,3871	1066,909	-0,1736387	3,483191
Arapoti	27	0	860,8171	-0,2498250	3,696392
Jaguariaíva	27	329,0481	916,968	1,982352	7,41069
Guaraniaçu	27-1	223,7854	1064,168	0,9513112	3,677201
Clevelândia	27-1	236,0385	704,6181	1,008693	4,659901
Céu Azul	27	0	1028,467	-0,3002687	1,976188
São João	27	0	1023,733	-1,036097	5,545649
Sengés	27	294,8878	787,4304	0,5039017	2,426871
Renascença	27-1	191,1608	1045,976	1,014997	4,479111
Marilândia do S.	27-1	208,1923	669,2943	-0,0827578	1,802162
Ipiranga	27	0	615,43	0,3533322	2,570389
Campo do Tenente	27	298,3543	632,7786	1,330370	5,629117

...continua...

Tabela 1A, continuação

Município	Obs. (n)	Média	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
Nova Prata do I.	25-1	232,8687	955,313	1,953017	8,179929
Florestópolis	27-1	210,6834	1156,335	0,2801381	2,496301
Mangueirinha	27	0	638,3729	0,1211028	2,408075
Verê	27	237,5623	922,9900	-0,9750667	6,169252
Palmeira	27-1	183,9231	586,9883	0,2386025	1,989684
Campo Bonito	19-1	304,8333	711,9785	-0,5127144	3,512559
Balsa Nova	27-1	210,7692	484,8934	0,6065169	2,826828
Laranjeiras do S.	27-1	208,8462	710,1232	1,6072240	5,742904
Pranchita	25	0	782,2425	0,6676030	4,617804
Guarapuava	27	0	478,6482	0,7178602	3,452215
Média	25,93	129,4618	787,0548	0,346812	3,673664
Mínimo	18	0	478,6482	-1,036100	1,802162
Máximo	27	329,0481	1156,3350	1,982352	8,179929