

UNIVERSIDADE TECNOLÓGICA FEDERAL DO PARANÁ
CÂMPUS TOLEDO
CURSO DE LICENCIATURA EM MATEMÁTICA

RÚBIA WILHELMS FRANÇA

**ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL DO VOLUME MENSAL DE CHUVA
NO MUNICÍPIO DE TOLEDO E NO ESTADO DO PARANÁ**

TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

TOLEDO
2016

RÚBIA WILHELMS FRANÇA

**ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL DO VOLUME MENSAL DE CHUVA
NO MUNICÍPIO DE TOLEDO E NO ESTADO DO PARANÁ**

Trabalho de Conclusão do Curso apresentado a Coordenação do Curso Superior de Licenciatura em Matemática (COMAT) da Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR) Câmpus Toledo, como requisito parcial para a obtenção do título de Licenciado em Matemática.

Orientadora Prof^a. Dra. Rosângela Aparecida Botinha Assumpção.

TOLEDO
2016

UNIVERSIDADE TECNOLÓGICA FEDERAL DO PARANÁ
CÂMPUS TOLEDO
CURSO DE LICENCIATURA EM MATEMÁTICA

TERMO DE APROVAÇÃO

O Trabalho de Conclusão de Curso intitulado Análise Espaço-Temporal do volume mensal de chuva no município de Toledo e no estado do Paraná foi considerado **APROVADO** de acordo com a ata nº __ de __/__/____

Fizeram parte da banca examinadora os professores:

Prof^ª. Dra. Rosangela Aparecida Botinha Assumpção

Prof^ª. Ma. Marcia Regina Piovesan

Prof^ª. Dra. Araceli Ciotti de Marins

TOLEDO
2016

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a DEUS, pelo dom da vida e da sabedoria.

Aos meus pais, Dirceu e Soeli, e a minha irmã Bruna, que com muito carinho e apoio, não mediram esforços para que eu chegasse até esta etapa de minha vida.

Ao meu noivo, Bruno, pessoa com quem amo partilhar a vida. Obrigada pelo carinho, a paciência e por sua capacidade de me trazer paz na correria de cada semestre.

A minha orientadora, Prof. Dr^a. Rosangela Aparecida Botinha Assumpção pela sua paciência e orientação acadêmica.

Aos excelentes professores do curso, que foram tão importantes na minha vida acadêmica e no desenvolvimento deste trabalho.

Enfim, a todas as pessoas que, direta ou indiretamente contribuíram durante a elaboração desse trabalho.

Muito Obrigada!

RESUMO

O elemento meteorológico mais significativo e influente na produção agrícola é a precipitação. Dessa forma, foi utilizada uma série histórica de precipitações pluviométricas mensais no período de 01 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2014, totalizando um histórico de 12 anos, para a análise de modelos probabilísticos no município de Toledo-PR. Com o objetivo de avaliar/analisar a variabilidade mensal de chuva, através da distribuição temporal e o potencial das seguintes funções de distribuição de probabilidades: Weibull, Gama, Log-Normal e Exponencial na determinação de totais mensais de precipitação na cidade de Toledo-PR. Por meio do teste de Kolmogorov Smirnov à 5% de significância foi verificada a aderência das distribuições decorrentes dos dados pluviométricos mensais. As funções que apresentaram aderência foram Gama e Weibull. Entretanto, os resultados obtidos indicaram que o modelo Gama ajustou-se mais adequadamente a precipitação mensal da cidade de Toledo-PR. O modelo Weibull ajustou-se melhor nos dados de chuva referentes ao período da safra de soja, o qual permitiu o cálculo da área limitada pela curva e pelo intervalo ideal, nos mostrando que há 35% de probabilidade de ocorrência de chuva no intervalo. Já, para o estudo da análise espaço-temporal da precipitação pluvial no Estado do Paraná, os dados de precipitação utilizados foram obtidos de 39 estações no ano de 2015 onde, por meio das técnicas geoestatísticas, realizou-se uma análise espacial da precipitação com o objetivo de ajustar e selecionar modelos espaciais de semivariograma, utilizando-se os principais modelos teóricos: Gaussiano, Exponencial e Esférico, a fim de representar por meio de mapas a variabilidade espacial da precipitação pluvial para cada mês em estudo. Sendo que, o modelo Esférico melhor ajustou os pontos amostrais referentes aos meses de março e agosto. O modelo Gaussiano para os meses de fevereiro, junho e setembro e por fim, o modelo Exponencial para o mês de abril. Ressaltando que nenhum dos meses em estudo apresentou fraca dependência espacial, tendo em vista o valor do efeito pepita relativo.

Palavras-chave: Funções de Densidade. Dependência Espacial. Geoestatística.

ABSTRACT

The most significant and influential weather element in agricultural production is precipitation. Therefore, a history of 12 years period of monthly rainfalls from January 1st 2003 to December 31st 2014 was used as a statistical model in the city of Toledo-PR. In order to evaluate/analyze the monthly variability of rainfall through time distribution and the potential of the following probability distribution functions: Weibull, Gamma, Log-Normal and Exponential, determining monthly total rainfall in the city of Toledo-PR. Through the Kolmogorov Smirnov test the 5% significance, the distribution adherence was verified by the monthly rainfall data. The Gama and Weibull were the functions that presented adherence. However, the results indicated that the Gama model fit more appropriately to the monthly rainfall of Toledo-PR. The Weibull model best fit in the rain data the period of the soybean crop, which allowed the calculation of the area limited by the curve and the ideal range, showing that there are 35% rain probability of occurrence in the range. Now, for the study of temporal-spatial rainfall analysis in the state of Paraná, the rainfall data were obtained from 39 stations in 2015 where, through geostatistical techniques, a spatial analysis of precipitation was performed in order to adjust and select spatial models of semivariogram, using the main theoretical models: Gaussian, Exponential and Spherical to represent the spatial variability of rainfall by means of maps for each month of undergoing study. The spherical model best adjusted the sampling points for the months of March and August. The Gaussian model for the months of February, June and September. And finally the Exponential model for the month of April. Highlighting that none of the months in the study showed a weak spatial dependence, considering the value of the relative nugget effect.

Keywords: Density functions. Space dependence. Geostatistics.

Lista de Figuras

| | | |
|----|---|----|
| 1 | Classificação climática - Segundo Köppen | 12 |
| 2 | Mapa do Paraná com a sinalização das 39 estações | 13 |
| 3 | Distribuição Gama para diferentes parâmetros | 15 |
| 4 | Distribuição Weibull para diferentes parâmetros | 16 |
| 5 | Distribuição LogNormal para diferentes parâmetros | 17 |
| 6 | Distribuição Exponencial para diferentes parâmetros. | 17 |
| 7 | Representação gráfica de três Modelos Teóricos de Semivariograma: Exponencial, Gaussiano e Esférico | 20 |
| 8 | Distribuição temporal média da precipitação pluviométrica de 2003 a 2012, para o município de Toledo-PR | 22 |
| 9 | Distribuição anual da precipitação pluviométrica de 2003 a 2014, no município de Toledo-PR | 23 |
| 10 | Distribuição temporal da precipitação pluviométrica da safra de soja, corresponde ao ciclo da soja para o município de Toledo-PR | 23 |
| 11 | Histograma de frequência relativa dos dados observados de precipitação mensal sobreposto pelas fdp ajustadas Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal | 27 |
| 12 | P-P plot das f.d.p, Weibull (a), Gama (b), Log-Normal (c) e Exponencial (d) ajustadas | 28 |
| 13 | Histograma de frequência relativa dos dados observados de precipitação mensal do Ciclo da Soja sobreposto pelas fdp ajustadas Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal | 30 |
| 14 | P-P plot das f.d.p, Weibull (a), Gama (b), Log-Normal (c) e Exponencial (d) ajustadas | 31 |
| 15 | Área hachurada correspondente a probabilidade de ocorrência de precipitação pluviométrica limitada pelo intervalo ideal | 33 |
| 16 | Histograma para os meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f) | 35 |
| 17 | Gráfico em boxplot para os meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f) de 2015 | 36 |
| 18 | Semivariogramas ML do modelo Exponencial para os meses de fevereiro (a), março (d), abril (g), junho (j), agosto (m) e setembro (p). Modelo Gaussiano para os meses de fevereiro (b), março (e), abril (h), junho (k), agosto (n) e setembro (q). Modelo Esférico para os meses de fevereiro (c), março (f), abril (i), junho (l), agosto (o) e setembro (r). | 37 |
| 19 | Mapa da precipitação pluviométrica (mm) dos meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f) | 42 |

Lista de Tabelas

| | | |
|----|--|----|
| 1 | Estimativas de Máxima Verossimilhança dos parâmetros associados ao modelo | 21 |
| 2 | Medidas de tendência central e de dispersão para o município de Toledo-PR, segundo a análise estatística dos dados históricos de 2003 a 2014 | 25 |
| 3 | Estimativa dos parâmetros das distribuições Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal | 26 |
| 4 | Valores de p do teste de Kolmogorov-Smirnov | 27 |
| 5 | Estimativa dos parâmetros das distribuições Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal | 29 |
| 6 | Valores de p do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) | 30 |
| 7 | Níveis de probabilidade de ocorrência (mm) de precipitação pluviométrica mensal | 32 |
| 8 | Estatística descritiva da precipitação mensal (mm) para o período de janeiro a setembro, com exceção dos meses janeiro, maio e julho no Paraná no ano de 2015 | 34 |
| 9 | Estimativas de Máxima Verossimilhança dos parâmetros associados aos modelos e ao meses em estudo | 38 |
| 10 | Parâmetros para escolha dos modelos ajustados, em que EM (Erro Médio), ER (Erro Médio Reduzido), SEM (Desvio Padrão do Erro Médio), SER (Desvio Padrão do Erro Médio Reduzido e EA (Erro Absoluto) | 40 |

SUMÁRIO

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 9 |
| 2 | OBJETIVOS | 11 |
| 2.1 | OBJETIVO GERAL | 11 |
| 2.2 | OBJETIVOS ESPECÍFICOS | 11 |
| 3 | MATERIAIS E MÉTODOS | 12 |
| 4 | RESULTADOS E DISCUSSÕES | 22 |
| 4.1 | DISTRIBUIÇÕES TEMPORAIS | 22 |
| 4.2 | ANÁLISE ESTATÍSTICA | 25 |
| 4.3 | AJUSTAMENTO DE DIFERENTES FUNÇÕES DE PROBABILIDADE . . . | 26 |
| 4.3.1 | Precipitação pluviométrica mensal | 26 |
| 4.3.2 | Precipitação pluviométrica mensal referente ao período da safra de soja | 29 |
| 4.3.3 | Cálculo da probabilidade | 32 |
| 4.4 | GEOESTATÍSTICA | 34 |
| 4.4.1 | Análise Descritiva | 34 |
| 4.4.2 | Análise dos modelos de semivariograma para os meses em estudo . . . | 36 |
| 4.4.3 | Mapa de precipitação pluviométrica | 41 |
| 5 | CONCLUSÕES | 45 |
| | REFERÊNCIAS | 46 |

1 INTRODUÇÃO

De acordo com o (IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2015), o estado do Paraná é o segundo maior produtor de soja do Brasil. A pesquisa destaca também o município de Toledo situado no Centro-Oeste do Paraná entre os oito principais municípios produtores de grãos. Tendo em vista a importância da precipitação pluviométrica para as culturas em geral, é primordial o monitoramento da distribuição da chuva.

Devido a isto, a estimativa da chuva com determinado nível de probabilidade é de suma importância para o planejamento agrícola, no que diz respeito à instalação de cultura, possibilitando a previsão da melhor época de preparo do solo, colheita, semeadura, aplicação de adubos, defensivos e lâmina suplementar de irrigação (AVILA L. F.; MELLO; VIOLA, 2009). A precipitação pluvial é um dos fatores que mais influencia na agricultura, em especial, na produção de soja, uma vez que, a mesma necessita de muita água. Além disso, a chuva é a forma mais econômica e ambientalmente adequada de irrigação para a agricultura (VIEIRA J. P. G.; SOUZA; TEIXEIRA; CARVALHO, 2010).

Entretanto, sabe-se que o rendimento de grãos da cultura da soja apresenta grandes oscilações entre locais e anos, sendo a variabilidade na distribuição de chuvas, principalmente durante o período primavera-verão, uma das principais limitações à expressão do potencial de rendimento da cultura no sul do Brasil (CUNHA, 1999). Portanto, o consumo relativo de água é o principal aspecto que limita o rendimento de grãos no Estado do Paraná, uma vez que, a disponibilidade de água é relevante, principalmente, na germinação-emergência e floração-enchimento de grãos, períodos estes referentes ao desenvolvimento da soja. Segundo a (EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 2004), durante o primeiro período, tanto o excesso quanto o déficit de água são prejudiciais à obtenção de uma boa uniformidade na população e plantas. E, ainda que no ciclo de produção da soja entre os meses de novembro e fevereiro, a necessidade total de água nessa cultura para obtenção do máximo rendimento varia de 450 a 800 mm/ciclo, na média 620 mm, dependendo das condições climáticas, do manejo da cultura e da duração do seu ciclo.

No entanto, a precipitação apresenta uma grande variabilidade temporal e espacial, sendo influenciada pela altitude, temperatura, localização geográfica, direção e intensidade dos ventos. A estimativa da distribuição espacial da chuva nos proporciona inferir sobre áreas onde a ocorrência de chuva é intensa e não há informações técnicas, sendo relevante no planejamento agrícola, no que diz respeito à instalação de culturas e sua influência na agricultura (SANTOS, 2010).

Assim, é necessário um estudo dos comportamentos das variáveis climáticas, em especial, a precipitação pluvial, ao longo do tempo, a fim de compreender os fenômenos meteorológicos, possibilitando uma previsão razoável do comportamento do clima de uma determinada

região, através da análise dos seus padrões de ocorrência. Porém, (SAMPAIO et al., 2007) alertam que, devido a natureza aleatória ao longo do tempo e do espaço da precipitação pluvial, há uma inviabilidade em saber qual a evolução exata dos valores referentes à precipitação. Destacando também que a utilização de estimativas da necessidade da água da chuva sem preceitos ou sem ser resultante de modelos probabilísticos, nem sempre são capazes de fornecer resultados confiáveis.

Devido a estes impasses, existem diferentes distribuições probabilísticas capazes de descrever o comportamento esperado da precipitação em um certo período de tempo. Destacam-se as seguintes distribuições: Log-Normal, Exponencial, Gama e Weibull. Mas, diversos estudos indicam a Gama, como o meio probabilístico mais confiável na determinação de totais mensais de precipitação como se verifica em (MURTA et al., 2005), (SILVA et al., 2007), (SAMPAIO et al., 2007), (LIMA et al., 2008) e (RODRIGUES et al., 2013). A utilização da distribuição de Weibull, em séries climáticas é pouco conhecida, mas também mostra excelentes resultados na apresentação da variação da probabilidade de ocorrência de precipitação. (NETO et al., 2004) verificaram a predominância da Gama em relação a Weibull.

Outro detalhe importante é que para o estudo da dependência espacial da precipitação, comumente utiliza-se a geoestatística, que é uma poderosa técnica que parte do princípio de que há correlação entre observações no espaço para caracterizar e mapear a variação espacial das propriedades dos sistema (COUTO E. G.; STEIN; KLAMT, 1997). Além disso, possui ferramentas determinísticas e estatísticas que possibilitam entender e modelar a variabilidade espacial (DEUTSCH C. V.; JOURNAL, 1998). Vários trabalhos apresentam a análise da dependência espacial da precipitação pluvial (JÚNIOR et al., 2006); (MELLO; SILVA, 2009). (ZAMBOTI, 2001) realizou o mapeamento de chuvas médias mensais nos meses de verão para o Estado do Paraná, no qual para análise da dependência espacial utilizou como ferramenta o semivariograma e, para a interpolação de dados, a krigagem.

Sendo assim, objetivou-se analisar diferentes modelos probabilísticos para os dados mensais de chuva e para a quantidade de chuva na safra de soja no município de Toledo-PR, a fim de verificar a aderência destes modelos por meio do teste de Kolmogorov Smirnov e identificar pelo gráfico P-P plot, juntamente com os p-valores do teste citado, o modelo que apresenta melhor ajuste para os dados em estudo, determinar a probabilidade de ocorrência de chuva limitada no intervalo estimado, referente aos meses das safras em estudo e selecionar modelos espaciais de semivariogramas para modelar a variabilidade espacial da precipitação pluvial mensal no Estado do Paraná, referente aos meses de janeiro a setembro de 2015 representando-a por meio de mapas.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Testar o ajuste dos dados de chuva mensal do município de Toledo-Paraná a diferentes funções de probabilidade a fim de identificar um modelo que melhor se ajusta aos dados e selecionar modelos espaciais de semivariogramas para análise da variabilidade espacial da precipitação pluvial mensal no Estado do Paraná.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Os objetivos específicos são compostos pelos itens:

- a) estudar e analisar a ocorrência de chuva temporal na cidade de Toledo-Paraná;
- b) ajustar diferentes modelos de distribuição de probabilidade para identificar o que melhor se ajusta aos dados;
- c) avaliar o potencial das distribuições Gama e Weibull na modelagem de precipitação mensal na cidade de Toledo-PR;
- d) calcular a área correspondente a probabilidade da ocorrência de chuva limitada pelo intervalo (que será o intervalo ideal em mm de chuva por ciclo para favorecer o plantio de culturas agrícolas);
- e) ajustar e selecionar modelos espaciais de semivariogramas para análise da variabilidade espacial da precipitação pluvial mensal no Estado do Paraná;
- f) representar por meio de mapas a variabilidade espacial da precipitação pluvial do Estado do Paraná.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

Os dados pluviométricos foram disponibilizados pelo Sistema Meteorológico do Paraná (SIMEPAR), que além de possuir uma estação localizada no município de Toledo-PR, situada à latitude de -24,7833, à longitude de -53,7167 e com altitude de 516,4 m, possui outras estações espalhadas pelo Estado do Paraná, totalizando aproximadamente 39 estações.

Situado na região sul do Brasil, o estado do Paraná, possui uma área total de 199.315 Km², equivalente a 2,34% do território brasileiro. Já Toledo, situado na região oeste do Paraná, possui uma área total de 1.197,016 Km², equivalente a 0,60056% do território paranaense.

Segundo a classificação de Köppen (IAPAR - Instituto Agrônomo do Paraná, 2015), o clima do Paraná é do tipo Cfa e Cfb, clima subtropical e clima temperado marítimos, respectivamente. O clima do tipo Cfa, predominante em algumas regiões do Paraná, como por exemplo, na região oeste, onde se situa o município de Toledo, caracteriza-se por temperatura média no mês mais frio inferior a 18°C e temperatura média no mês mais quente acima de 22°C, geadas pouco frequentes e tendência de concentração das chuvas nos meses de verão, mas sem estação seca definida. Já o clima do tipo Cfb caracteriza-se por temperaturas semelhantes ao clima do tipo Cfa, mas apresenta um verão mais fresco, precipitação de 1100 a 2000 mm e geadas severas, como pode ser visto no mapa a seguir:



Figura 1: Classificação climática - Segundo Köppen
Fonte: IAPAR - Instituto Agrônomo do Paraná (2015).

As séries históricas de precipitação pluviométrica utilizadas neste estudo para a análise de modelos probabilísticos no município de Toledo-PR, abrangeram o período de 01 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2014, totalizando 12 anos, contudo vale ressaltar que desses 4.383 dias, 50 não apresentaram previsão, correspondendo assim a um percentual de 1,14%. Já, para o estudo da análise espaço-temporal da precipitação pluvial no Estado do Paraná, os dados foram obtidos de 39 estações localizadas no Paraná do ano de 2015, do período compreendido dos

meses de janeiro a setembro. A localização geográfica dessas estações pode ser visualizada na Figura 2.

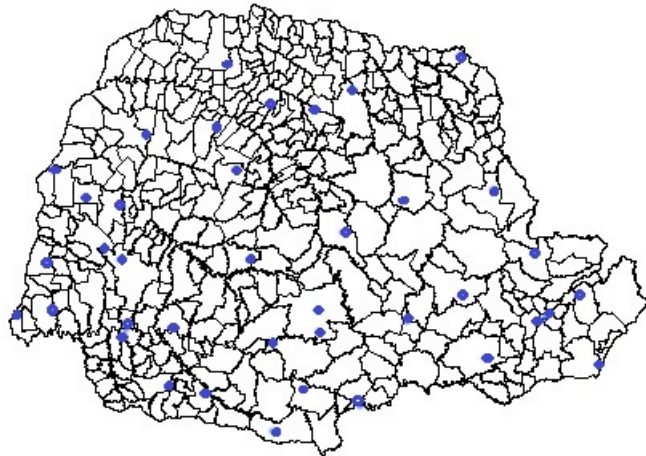


Figura 2: Mapa do Paraná com a sinalização das 39 estações
Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPCÃO, 2015).

Os dados utilizados para o estudo no município de Toledo foram analisados individualmente em cada mês para cada ano observado da série histórica estudada. E também, foram analisadas as medidas de tendência central e de dispersão, segundo a análise estatística dos dados históricos de 2003 a 2014, através da estatística descritiva. A seguir seguem alguns componentes da estatística descritiva importantes para este estudo:

a) Média Aritmética \bar{X}

A média aritmética é igual ao quociente entre a soma dos valores do conjunto e o número total dos valores.

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$

onde X_i são os dados amostrais e n o número de valores amostrais.

b) Mediana (M_d)

A mediana de um conjunto de valores, dispostos segundo uma ordem (crescente ou decrescente) é o valor situado de tal forma no conjunto que o separa em dois subconjuntos de mesmo número de elementos.

- i) Se a amostra dada tiver número ímpar de elementos, o valor mediano será o termo de ordem dado pela fórmula:

$$M_d = \frac{n+1}{2}$$

- ii) Se a amostra dada tiver número par de elementos, o valor mediano será o termo de ordem dado pela fórmula:

$$M_d = \frac{[(\frac{n}{2}) + (\frac{n}{2} + 1)]}{2}$$

em que $\frac{n}{2}$ e $\frac{n}{2} + 1$ são termos de ordem e devem ser substituídos pelo valor correspondente.

c) Desvio Padrão (s)

O desvio padrão é a raiz da variância. Assim, temos:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 f_i}{n - 1}}$$

em que f_i é o número de ocorrências de x_i .

d) Coeficiente de Variação (CV)

O coeficiente de variação é muito utilizado para comparação entre amostras. É dado por:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} 100\%$$

em que s é o desvio padrão e \bar{x} é a média aritmética.

Na continuação do mesmo estudo foi feita também uma análise da chuva durante as safras anuais, correspondentes ao ciclo da soja (novembro, dezembro, janeiro e fevereiro), a fim de determinar a distribuição de chuva para o período em estudo, sendo ajustadas quatro distribuições de densidade de probabilidade utilizando o software (R Core Team, 2014), além de calcular a probabilidade de chover na área limitada pela melhor curva de ajustamento e pelo intervalo dito ideal.

Assim, foi utilizado o modelo probabilístico de distribuição Gama $X \sim \text{Gama}(\alpha, \beta)$, para a determinação de diferentes níveis de probabilidade de precipitação. É apropriada em processos estocásticos relacionados com o tempo, principalmente, às precipitações meteorológicas. É utilizada também para análise/estudo envolvendo tempos de vida de equipamentos.

Sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} (\beta x)^{\alpha-1} \exp(-\beta x), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

em que α é o parâmetro de forma, $\alpha > 0$. β é o parâmetro de escala, $\beta > 0$. Γ é o símbolo da função gama, definida por:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} \exp(-x) dx$$

Observa-se que o caso $\alpha=1$ equivale à densidade Exponencial (λ), como pode ser visto na Figura 3. Sua função distribuição acumulada (F(X)) é intratável analiticamente. Mas temos a seguinte expressão:

$$F(X) = \int_0^x \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} (\beta t)^{\alpha-1} \exp(-\beta t) dt = 1 - \int_x^\infty \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} (\beta t)^{\alpha-1} \exp(-\beta t) dt, x > 0$$

Se α é um inteiro positivo, então a equação acima pode ser integrada por partes, obtendo:

$$F(X) = P(X \leq x) = \begin{cases} 1 - \sum_{k=0}^{\alpha-1} \frac{\exp(-\beta x) (\beta x)^k}{k!}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

A figura a seguir apresenta os gráficos das funções densidade de algumas distribuições Gama.

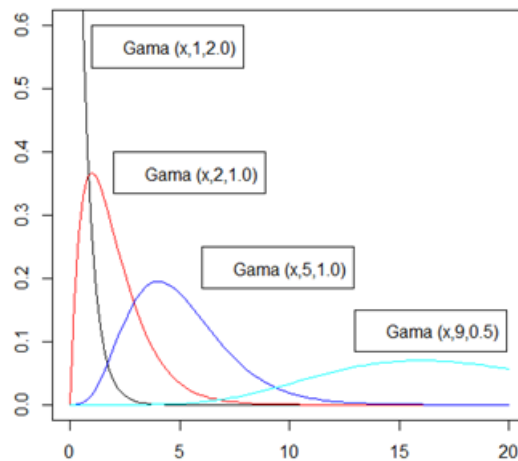


Figura 3: Distribuição Gama para diferentes parâmetros

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

A distribuição Weibull $X \sim \text{Weibull}(\alpha, \beta)$ (JOHNSON N. L.; KOTZ, 1970), com os parâmetros $\alpha > 0$, $\beta > 0$, semelhante a distribuição Gama, por isso, possuem a mesma utilidade.

Sua função de densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right)$$

em que $x > 0$.

Sua função distribuição acumulada é dada por:

$$F(X) = P(X \leq x) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right)$$

A figura a seguir apresenta os gráficos das funções densidade de algumas distribuições Weibull.

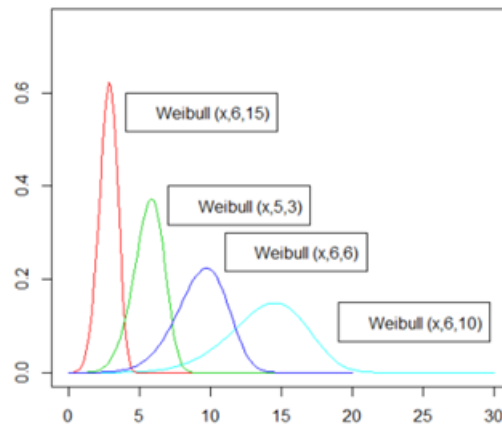


Figura 4: Distribuição Weibull para diferentes parâmetros

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

A distribuição Log-Normal $X \sim \text{LogNormal}(\mu, \sigma)$, (MIRSHAWKA, 1971), tem aplicabilidade em diversos campos, incluindo física, ciências da vida, ciências sociais e engenharia. Nas aplicações à engenharia, a distribuição tem sido usada para descrever o “tempo de falha” e o “tempo de reparo”.

A função densidade a dois parâmetros e a três parâmetros são representadas pela seguinte equação:

$$f(x) = \frac{1}{(x-a)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{[\ln(x-a) - \mu]^2}{2\sigma^2}\right)$$

em que: $f(x)$ = probabilidade da variável ser menor ou igual a x ;

e = base dos logaritmos neperianos;

x = valor da variável aleatória;

μ = média dos logaritmos da variável x ;

σ = desvio-padrão dos logaritmos da variável x ; e

a = limite inferior da amostra.

A probabilidade de que uma variável aleatória x , assumira valores entre a e b ($a \leq x \leq b$) e dada por:

$$P(a \leq x \leq b) = \int_a^b \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{[\ln(x-a) - \mu]^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

O valor de “ a ” pode ser zero, quando se considera a distribuição log-normal a dois parâmetros ou um valor mínimo da série, quando se considera log-normal a três parâmetros. O valor de “ b ” pode ser o da variável aleatória quando se considera a probabilidade cumulativa de ocorrência daquele valor (HASTINGS N. A. J.; PEACOCK, 1975).

A figura a seguir apresenta os gráficos das funções densidade de algumas distribuições Log-Normal, com $\mu=0$ e diferentes σ .

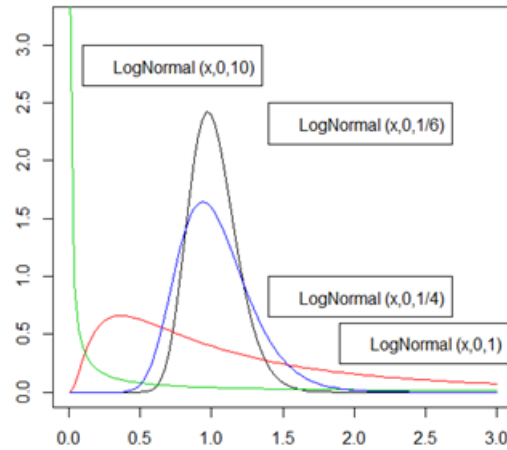


Figura 5: Distribuição LogNormal para diferentes parâmetros
Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

A distribuição Exponencial $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ (KITE, 1978) é geralmente utilizada para analisar o espaço ou intervalo de acontecimento de um evento.

Sua função densidade de probabilidade é:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda \exp^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

A sua função distribuição acumulada é dada por:

$$F(X) = P(X \leq x) = \begin{cases} \int_0^x \lambda \exp(-\lambda t) dt = 1 - \exp(-\lambda x), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

A figura a seguir apresenta os gráficos das funções densidade de algumas distribuições Exponenciais.

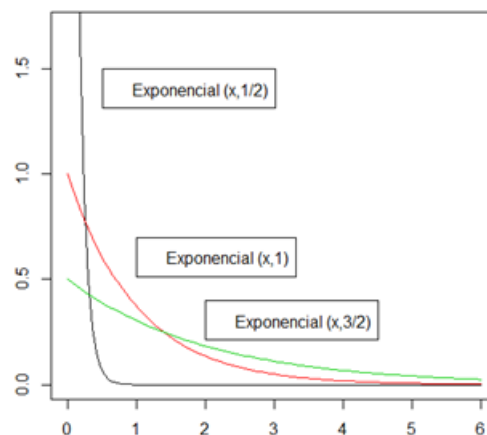


Figura 6: Distribuição Exponencial para diferentes parâmetros.
Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

Após terem sido feitos os ajustes das curvas de distribuições probabilísticas com os

seus parâmetros estimados pela função *fitdist*, do pacote MASS (VENABLES; RIPLEY, 2002), disponível no software R, utilizou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov com nível de significância de 5%, a fim de verificar o nível de aderência entre a probabilidade observada e a estimada (para as distribuições Weibull, Gama, Log-Normal e Exponencial, aplicadas em cada um dos períodos estudados) e os gráficos P-P plot, tendo por finalidade confirmar os resultados encontrados anteriormente pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

O teste de Kolmogorov-Smirnov fundamenta-se na discrepância entre as distribuições, $D_n = \sqrt{n} \sup_x |F_n(x) - F_0(x)|$ em que $F_n(x)$ denota a distribuição teórica e $F_0(x)$ a distribuição ajustada. Essa estatística é usada para testar a hipótese nula $H_0 : F = F_0$ versus hipótese alternativa $H_1 : F \neq F_0$ (KVAM P. H.; VIDAKOVIC, 2007).

Já o gráfico P-P plot compara a função de distribuição cumulativa empírica (probabilidade observada) de um conjunto de dados com uma função de distribuição cumulativa teórica especificada $F(\cdot)$ (probabilidade estimada).

O melhor ajuste será aquele em que os pares de pontos estiverem dispostos sobre uma linha reta, ou próximo dela.

Entretanto, para os dados pluviométricos utilizados no estudo da análise espaço-temporal do Estado do Paraná, foi realizado um estudo da estatística descritiva, a fim de avaliar os conjuntos de dados desconsiderando a distribuição espacial da precipitação pluviométrica. Procedeu-se uma análise exploratória dos dados (média, mediana, desvio padrão, coeficientes de assimetria e kurtose), tendo como objetivo observar a variação média pluviométrica para cada mês estudado. Através do teste de Shapiro Wilk, a 5% de significância, foi testada a normalidade dos dados.

Conforme descrevem (JÚNIOR; DIGGLE, 2001), realizou-se a análise exploratória de dados, a fim de checar a adequabilidade dos dados estudados às técnicas geoestatísticas. Assim, foram elaborados gráficos da tendência espacial dos dados, histograma e boxplot, com o objetivo de averiguar a existência de tendenciosidade na massa de dados, a forma e a variabilidade o que, caso ocorra, inviabiliza a aplicação das técnicas geoestatísticas; e verificar informações sobre posição, dispersão, assimetria, caudas e observações extremas ou outliers, respectivamente. Sendo que, os outliers podem afetar a variância aleatória existente no processo, porém podem não ser limitantes para a análise geoestatística (JÚNIOR; DIGGLE, 2001).

Em seguida, para dar continuação a este estudo, sucedeu-se a análise geoestatística. Foi realizada uma análise da dependência espacial entre os dados de precipitação, utilizando o semivariograma gerado pelo estimador clássico de Matheron, pelo pacote geoR (JÚNIOR; DIGGLE, 2015) do software R.

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Y(x_i) - Y(x_i + h)]^2$$

em que: $\hat{\gamma}(h)$: é a semivariância para um vetor mês t .

$N(h)$: número de pares de observação, separados pela distância h .

$Y(x_i)$ e $Y(x_i + h)$: as observações da variável aleatória regionalizada na posição x_i e $x_i + h$, respectivamente.

Assim, para a análise completa do semivariograma e continuação dos estudos foram realizados os seguintes passos:

- Construção do semivariograma experimental;
- Ajuste a uma família de modelos de semivariogramas teóricos, neste caso, dos modelos Exponencial, Gaussiano e Esférico.
- Escolha do modelo a ser utilizado pelo método da Máxima Verossimilhança (ML), através do critério de validação cruzada.
- Criação de mapas utilizando a krigagem como interpolador.

Na análise geoestatística foi utilizado o semivariograma, que permite o cálculo dos parâmetros envolvidos no modelo, a saber:

i) Efeito pepita (φ_1) na prática, a medida que a distância h aproxima-se de zero, o valor do semivariograma aproxima-se de um valor positivo chamado efeito pepita (φ_1), porém na teoria, quando a distância h é zero, o valor da semivariância é igual a zero (ASSUMPÇÃO, 2010).

ii) Contribuição (φ_2): representa as diferenças espaciais entre os valores de uma variável tomada em dois pontos separados por distâncias cada vez maiores e é denominada variância de dispersão (ASSUMPÇÃO, 2010).

iii) Alcance (a): é a distância dentro da qual as amostras apresentam dependência espacial, isto é, o alcance marca a distância a partir da qual os dados passam a ser independentes, sem correlação espacial, portanto devem ser analisados usando a Estatística Clássica e não mais a Geoestatística (ASSUMPÇÃO, 2010).

iv) Patamar ($C = \varphi_1 + \varphi_2$): é o valor máximo do semivariograma correspondente ao seu alcance, graficamente, é a assíntota horizontal do modelo linear em questão (ASSUMPÇÃO, 2010).

Vale ressaltar que o semivariograma é construído considerando o mínimo de 30 pares para o cálculo das semivariâncias (GUERRA, 1988). E que é importante observar com atenção estes parâmetros utilizados no estudo, para que a partir do modelo escolhido, possam ser criados mapas precisos.

Através dos modelos variográficos, é possível constatar a dependência espacial da precipitação pluviométrica para os meses do ano em estudo. Os modelos de semivariogramas ajustados ao semivariograma experimental foram o Exponencial, Gaussiano e Esférico, salientando que, para o ajuste, foi empregado o método da máxima verossimilhança (ML), que de acordo com (MARDIA K. V.; MARSHALL, 1984) é um método de estimação considerado não-viciado e eficiente o qual consiste em maximizar a função de densidade de probabilidade.

A seguir, apresentam-se alguns dos principais modelos teóricos utilizados neste estudo:

a) Modelo Exponencial:

Este modelo atinge o patamar assintoticamente com alcance prático, definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% de φ_2 sendo o alcance prático dado por $a = 3\varphi_3$ e apresenta comportamento aproximadamente linear na origem. Este modelo é válido em \mathbb{R}, \mathbb{R}^2

e \mathbb{R}^3 (CRESSIE, 1989) e tem como expressão:

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0, & h = 0 \\ \varphi_1 + \varphi_2[1 - \exp(-\frac{h}{\varphi_3})], & 0 < h \leq \varphi_3 \\ \varphi_1 + \varphi_2, & h > \varphi_3 \end{cases}$$

b) Modelo Gaussiano:

O Modelo Gaussiano também atinge o patamar apenas assintoticamente sendo o alcance prático dado por $a = \sqrt{3} \varphi_3$. Apresenta comportamento parabólico na origem e é utilizado para modelar um fenômeno extremamente contínuo. Este modelo é válido em \mathbb{R} , \mathbb{R}^2 e \mathbb{R}^3 (CRESSIE, 1989) e tem como expressão:

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0, & h = 0 \\ \varphi_1 + \varphi_2[1 - \exp(-\frac{h}{\varphi_3})^2], & 0 < h \leq \varphi_3 \\ \varphi_1 + \varphi_2, & h > \varphi_3 \end{cases}$$

c) Modelo Esférico:

Este modelo atinge o patamar a $\frac{2}{3}$ do alcance e apresenta crescimento rápido na origem. Segundo (CRESSIE, 1989), este modelo é válido em \mathbb{R} , \mathbb{R}^2 e \mathbb{R}^3 e tem como expressão:

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0, & h = 0 \\ \varphi_1 + \varphi_2[\frac{2}{3}(\frac{h}{\varphi_3}) - \frac{1}{2}(\frac{h}{\varphi_3})^3], & 0 < h \leq \varphi_3 \\ \varphi_1 + \varphi_2, & h > \varphi_3 \end{cases}$$

A seguir a representação gráfica dos modelos citados anteriormente:

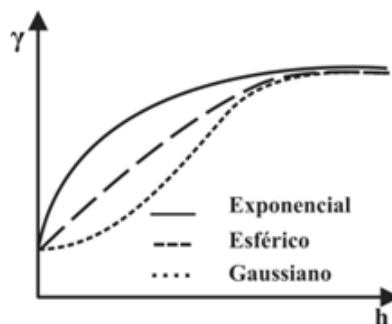


Figura 7: Representação gráfica de três Modelos Teóricos de Semivariograma: Exponencial, Gaussiano e Esférico
Imagem retirada de

http://www.zee.mg.gov.br/pdf/componentes_geofisico_biotico/1conceitos_e_metodos_estatisticos.pdf, em 20/11/2015.

O critério de validação cruzada foi utilizado para a escolha do melhor modelo ajustado do método (ML). O modelo escolhido será aquele que apresentar o Erro Médio (EM) e o Erro Médio Reduzido (ER) mais próximos de 0, Desvio padrão do erro reduzido (SER) mais próximo

de 1 e Desvio padrão do erro médio (SEM) e o Erro Absoluto (EA), menor possível.

Com estas informações é possível calcular o valor do efeito pepita relativo (EPR) sugerido por (CAMBARDELLA et al., 1994), que indica o grau de dependência para cada modelo (Tabela 1).

Tabela 1: Estimativas de Máxima Verossimilhança dos parâmetros associados ao modelo

| | |
|-----------------------|----------------------------|
| $EPR < 0,5$ | Forte dependência espacial |
| $0,5 \leq EPR < 0,75$ | Média dependência espacial |
| $EPR > 0,75$ | Fraca dependência espacial |

Fonte: (CAMBARDELLA et al., 1994).

Após a análise destes parâmetros foi utilizada a krigagem ordinária como interpolador, para a construção de mapas precisos, possibilitando assim, a visualização da variabilidade espacial da precipitação pluvial nas diferentes regiões do estado do Paraná.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 DISTRIBUIÇÕES TEMPORAIS

De modo a expor as características gerais do comportamento médio das precipitações do município de Toledo-PR, a Figura 8 ilustra a distribuição temporal da precipitação pluviométrica para que se possa observar e analisar a precipitação média ao longo do ano e a sua variação.

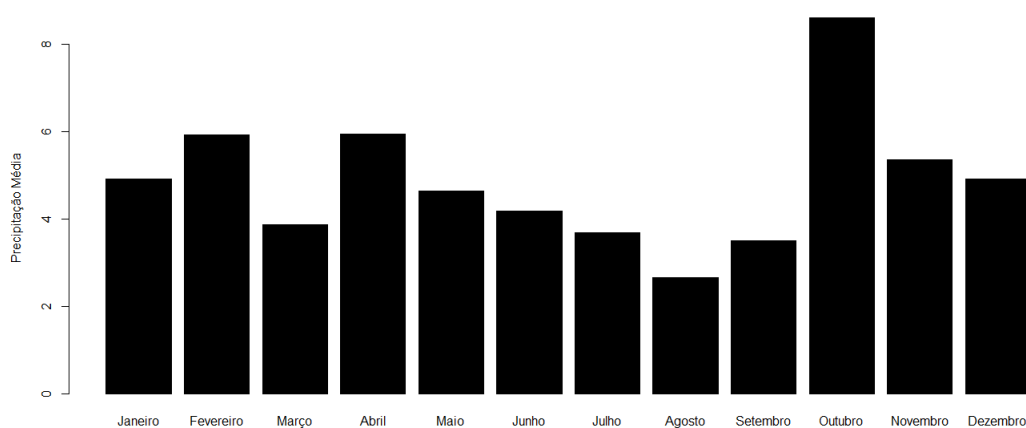


Figura 8: Distribuição temporal média da precipitação pluviométrica de 2003 a 2012, para o município de Toledo-PR

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

De acordo com a Figura 8, o menor índice mensal de precipitação média observada, no período estudado, ocorreu no mês de agosto (73,68 mm) e o maior índice para a média histórica mensal, foi em outubro (243,86 mm). A maior variação da precipitação mensal, ocorreu entre o mês de setembro (120,73 mm) e outubro (243,86 mm).

Outro ponto importante que pode ser observado na figura anterior é que o município de Toledo não apresenta estação de seca definida, o que condiz com a classificação climática de Köppen. Apresenta também tendência de concentração das chuvas nos meses de primavera-verão, setembro a fevereiro, sendo esta época certa para o cultivo da soja, equivalente a cerca de 55,89% do volume precipitado para o período estudado. E os menores índices de chuvas, de aproximadamente 44,11%, refere-se ao outono-inverno, que corresponde ao período de março a agosto.

Em relação ao acúmulo de precipitação anual (Figura 9), pode-se perceber uma considerável variabilidade nos valores para estes anos em estudos, pois o ano de 2013 apresentou maior acúmulo de precipitação em relação aos demais anos, com 2328,5 mm e menor valor acumulado foi no ano de 2007, totalizando 1309,4 mm. Os anos que apresentaram os maiores

acúmulos de precipitação pluviométrica anuais foram 2009 (2058,8 mm), 2011 (2146,8 mm), 2013 (2328,5 mm) e 2014 (2040,4 mm), no qual percebe-se que nos últimos anos o valor do acúmulo de precipitação tende a ser superior aos anos anteriores.

A média de precipitação observada para os 12 anos avaliados foi de 1802 mm e o desvio-padrão de 337,63 mm (Tabela 2). Assim, é possível observar também que 58,33% (7 anos) encontram-se acima da média de precipitação e apenas 41,66% (5 anos) estão abaixo da média.

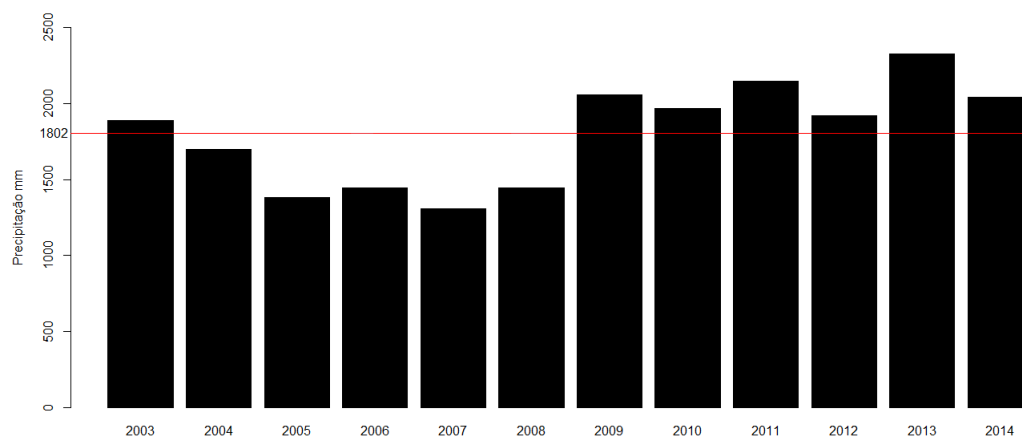


Figura 9: Distribuição anual da precipitação pluviométrica de 2003 a 2014, no município de Toledo-PR

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

A distribuição dos valores pluviais do período da safra de soja (novembro, dezembro, janeiro e fevereiro) com base nos dados da série histórica de 2003 a 2014, registradas no município de Toledo-PR, também apresenta uma variação significativa da precipitação (Figura 10).

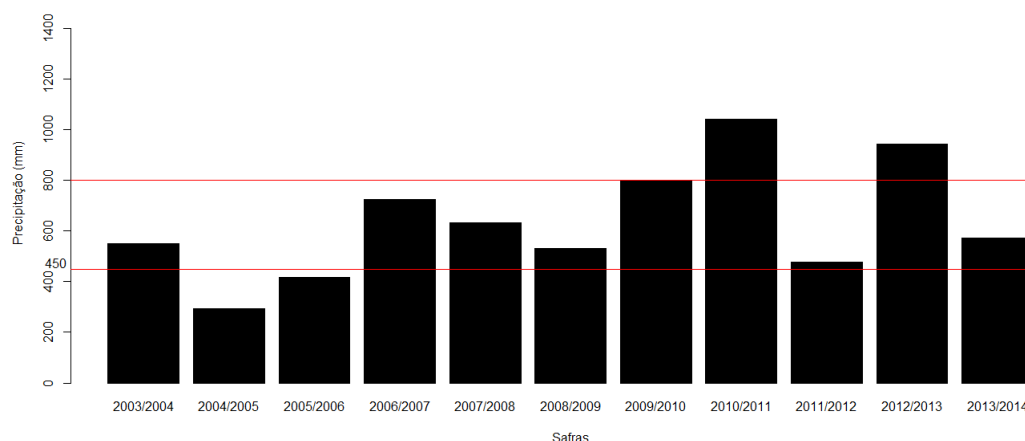


Figura 10: Distribuição temporal da precipitação pluviométrica da safra de soja, corresponde ao ciclo da soja para o município de Toledo-PR

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

A maior precipitação observada nas safras de soja no município de Toledo-PR, para a soma histórica do ciclo da soja (Figura 10), foi de 1042,4 mm no ciclo de 2010/2011 e a menor

foi de 292,4 mm na safra de 2004/2005. Já a maior variação de precipitação nas safras, ocorreu na safra de 2010/2011 (1042,4 mm) para a safra de 2011/2012 (478,6 mm). De acordo com o intervalo ideal (450 a 800 mm) de chuva por ciclo para favorecer o plantio da agricultura, pode-se notar que o acúmulo de precipitação das safras de 2004/2005 (292,4 mm) e 2005/2006 (416,8 mm) não alcançaram este intervalo dito ideal e o acúmulo de precipitação das safras de 2010/2011 (1042,4 mm) e 2012/2013 (941,4 mm) extrapolaram.

Segundo (CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia aplicada, 2005), “a safra de 2004/2005 foi frustrante para produtores brasileiros de soja, em termos de preço e rentabilidade”, isto é, este período foi marcado por uma forte quebra de produção em algumas regiões, a colheita que estava estimada em 60 milhões de toneladas, acabou totalizando 51,09 milhões de toneladas. Esta perda, em especial na região Sul, se deu pela insuficiência de chuva, “a estiagem na região Sul passou a preocupar sojicultores” (CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia aplicada, 2005). Assim, constata-se que nesse período a safra não chegou a bons resultados.

Devido aos resultados ruins da safra anterior (2004/2005), os agricultores iniciaram a safra de 2005/2006 com um sentimento de preocupação, face à situação difícil que estavam vivendo. Infelizmente, essa safra não foi muito diferente da anterior, conforme (PENARIOL, 2006), “a seca acentuada ocorrida no mês de janeiro, aliada a altas temperaturas, deve trazer perdas, ainda difíceis de serem mensuradas, no caso da soja - desde o seu estágio vegetativo, até em fase final de enchimento dos grãos”. Por isso, mais uma vez o clima prejudicou a safra em algumas regiões, indicando uma safra abaixo das previsões divulgadas pelos órgãos oficiais (em torno de 58 milhões de toneladas).

Diferentemente das safras anteriores analisadas pela insuficiência de chuva, a safra de 2010/2011 apresentou chuvas bem expressivas em praticamente todo o Estado do Paraná. Nesta safra de acordo com a Secretaria de Agricultura do Paraná, as chuvas foram determinantes para o atraso na colheita de soja, além também do retardamento no plantio do grão no verão, o que obrigou a cultura a ficar mais tempo no campo. A colheita para esse período acabou totalizando 75,30 milhões de toneladas.

A safra de 2012/2013 apesar de ter indicado um acúmulo de precipitação acima do intervalo ideal, conforme pode ser visto na Figura 10, não causou grandes prejuízos na cultura da soja, que ao final da colheita totalizou 82 milhões de toneladas. Nessa safra, segundo (DERAL - Departamento de Economia Rural, 2013), o Brasil se tornou maior exportador mundial de soja.

4.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA

Na Tabela 2 a seguir verifica-se que os valores da média e da mediana foram bem próximos, mostrando que não houve a presença de valores extremos discordantes na amostra. O maior índice de chuva, ou seja, a máxima ocorre no mês de outubro (411,6 mm), já a mínima acontece nos meses de junho (1,6 mm). No desvio padrão verificou-se a influência do menor desvio que foi no mês de novembro (41,50 mm) e do maior desvio que aconteceu no mês de fevereiro (128,08 mm), mostrando a dispersão contundente dos dados. Pode-se notar também que, o mês de agosto apresentou um maior grau de concentração em torno da média (122,58%).

Nota-se também que todos os meses tiveram o coeficiente de variação(%) maior que o anual, indicando uma dispersão no índice pluviométrico.

Tabela 2: Medidas de tendência central e de dispersão para o município de Toledo-PR, segundo a análise estatística dos dados históricos de 2003 a 2014

| Mês | Mediana | Média | Máxima | Mínima | Variação % | Desvio Padrão |
|-----------|---------|-------|--------|--------|------------|---------------|
| Janeiro | 177,5 | 158,2 | 227,8 | 70 | 30,38 | 48,06 |
| Fevereiro | 157,3 | 173,2 | 383,8 | 5,8 | 73,95 | 128,08 |
| Março | 102,0 | 113,5 | 234,4 | 4,8 | 63,14 | 71,66 |
| Abril | 151,3 | 180 | 307,2 | 38,2 | 51,42 | 92,55 |
| Mai | 162,5 | 161,9 | 378,2 | 6 | 77,62 | 125,67 |
| Junho | 116 | 160 | 372,6 | 1,6 | 78,29 | 125,26 |
| Julho | 87,80 | 105,9 | 322,4 | 22 | 78,27 | 82,89 |
| Agosto | 122,9 | 120,7 | 274,0 | 26,4 | 54,40 | 65,66 |
| Outubro | 239,5 | 243,9 | 411,6 | 58,4 | 44,78 | 109,21 |
| Novembro | 163,9 | 166,6 | 234,8 | 79,4 | 24,91 | 41,50 |
| Dezembro | 128,5 | 144,8 | 353 | 1,8 | 70,37 | 101,90 |
| Anual | 1904 | 1802 | 2328 | 1309 | 18,74 | 337,63 |

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

4.3 AJUSTAMENTO DE DIFERENTES FUNÇÕES DE PROBABILIDADE

4.3.1 Precipitação pluviométrica mensal

Após esta análise estatística dos dados mensais de precipitação pluviométrica do município de Toledo-PR, objetivou-se ajustar diferentes funções de probabilidade, a fim de escolher um melhor modelo de ajuste para os dados estudados.

A seguir, na Tabela 3, encontram-se as estimativas pelo método da máxima verossimilhança dos parâmetros alfa (α) e beta (β) das distribuições Weibull e Gama e os parâmetros mu (μ) e sigma (σ) da distribuição Log-Normal e o lambda (λ) da distribuição Exponencial.

Tabela 3: Estimativa dos parâmetros das distribuições Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal

| Modelos | $\hat{\alpha}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}$ | $\hat{\lambda}$ |
|-------------|----------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|
| Weibull | 1,410846 | 163,580986 | - | - | - |
| Gama | 2,27179898 | 0,01512732 | - | - | - |
| Exponencial | - | - | - | - | 0,006658282 |
| Log-Normal | - | - | 4,651732 | 1,073942 | - |

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, 2016).

Nota-se que os valores dos parâmetros estimados das distribuições Weibull e Gama seguem as condições de $\alpha > 0$ e $\beta > 0$. Em relação a distribuição Log-Normal segue a condição de $-\infty < \mu < \infty$ e $\sigma > 0$ e para a distribuição Exponencial também temos o parâmetro $\lambda > 0$ conforme podem ser vistos na Tabela 3.

Na Figura 11, encontra-se os ajustamentos das funções densidade de probabilidade (f.d.p) das distribuições em estudo, em que temos precipitação mensal versus frequência relativa.

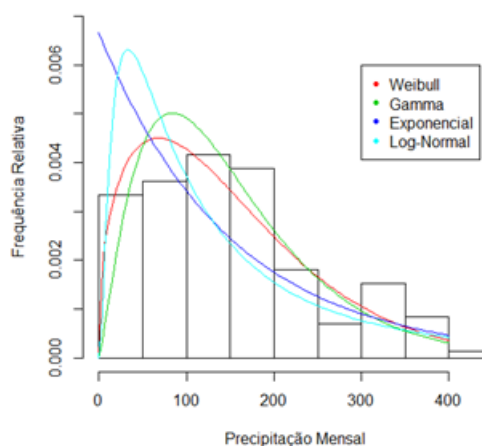


Figura 11: Histograma de frequência relativa dos dados observados de precipitação mensal sobreposto pelas fdp ajustadas Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, 2016).

Verifica-se pela Figura 11, que inferir sobre o melhor ajuste de curva das distribuições Weibull, Gama, Log-Normal e Exponencial, apenas visualmente, ainda não é possível. Porém, pode-se dizer que estas curvas seguem as condições de assimetria positiva, uma vez que, suas caldas prolongam-se para o lado direito.

Assim, é necessário utilizar o teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), que conforme (CAMPOS, 1983), é mais indicado para grandes séries de valores, além disso neste teste não há necessidade de agrupamento dos dados em intervalos de classe como é o caso para a aplicação do teste de qui-quadrado.

Sendo assim, neste trabalho o teste se mostrou conveniente para que ocorresse uma análise dos p-valores para comprovar a aderência das distribuições em estudo (Tabela 4).

Tabela 4: Valores de p do teste de Kolmogorov-Smirnov

| Modelos | p-valor |
|----------------|----------------|
| Weibull | 0,4909 |
| Gama | 0,5111 |
| Exponencial | 0,006033 |
| Log-Normal | 0,002386 |

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, 2016).

Após analisar a Tabela anterior, é possível inferir que as distribuições Weibull e Gama comprovaram sua aderência, uma vez que os seus p-valores foram superiores a 0,05. Assim, estas distribuições segundo o teste de Kolmogorov-Smirnov são aceitáveis, pois descrevem adequadamente os dados observados da precipitação pluviométrica.

Mas, as demais distribuições Log-Normal e Exponencial não mostraram-se aderentes em relação aos dados observados, dado que seus p-valores foram inferiores a 0,05. Dessa

maneira, estas distribuições não descreveram devidamente os dados, indicando serem de piores ajustes.

Deste modo, à medida que as distribuições Weibull e Gama mostraram-se adequadas para o ajustamento dos dados observados, porém com a distribuição Gama seguida da Weibull, as demais distribuições Log-Normal e Exponencial, não são indicáveis para a obtenção de um bom ajustamento, via teste de Kolmogorov-Smirnov. Resultado parecido com o de (RODRIGUES et al., 2013) no seu estudo sobre funções densidade de probabilidade para a estimativa de precipitação mensal, realizado na cidade de Bento Gonçalves, Rio Grande do Sul e da mesma forma que (SILVA et al., 2007), na análise de distribuição de chuva para Santa Maria no Rio Grande do Sul.

Portanto, com a intenção de averiguar qual das duas distribuições, Weibull ou Gama, apresentaram o melhor ajuste e para confirmar os resultados obtidos anteriormente via teste de Kolmogorov-Smirnov, foi utilizado o critério gráfico P-P plot para as quatro funções densidade de probabilidade (f.d.p) (Figura 12).

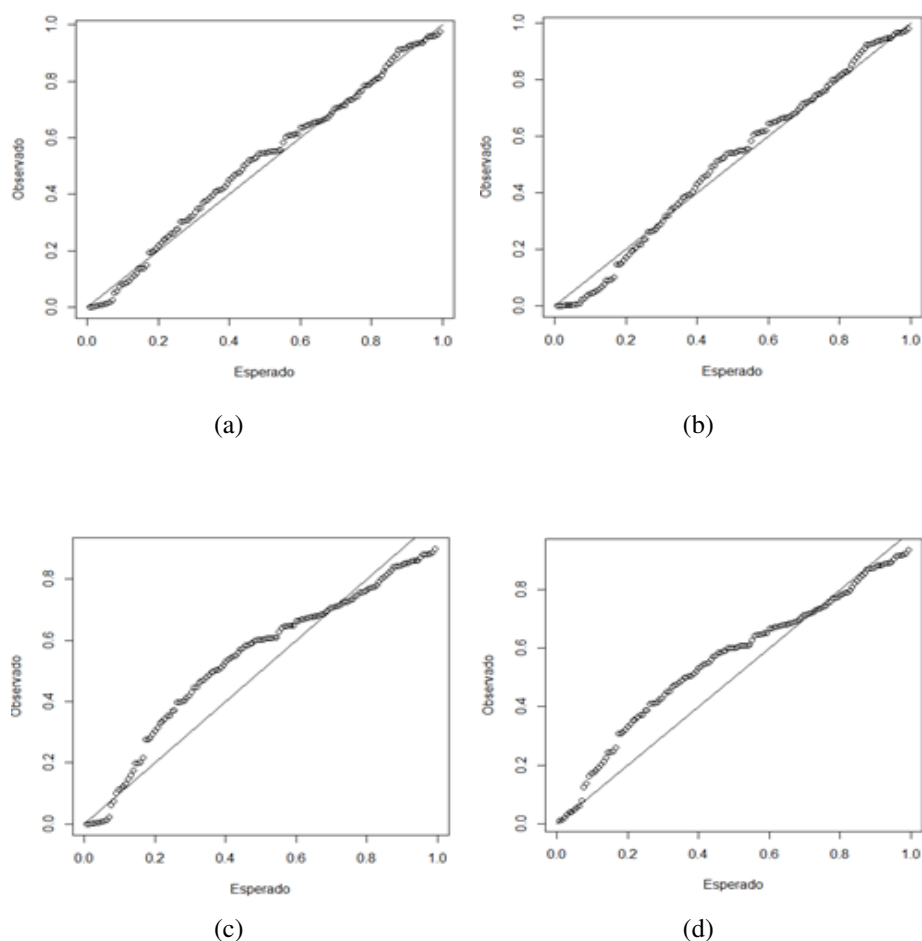


Figura 12: P-P plot das f.d.p, Weibull (a), Gama (b), Log-Normal (c) e Exponencial (d) ajustadas
Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPCÃO, 2016).

Observa-se na Figura 12 que os gráficos referentes às distribuições Weibull e Gama mostram que os pontos tiveram um comportamento quase que linear por completo, isto sig-

nifica, segundo os critérios dos gráficos P-P plots, que estas duas distribuições tiveram um adequado ajuste. Enquanto, as distribuições Log-Normal (Figura 12c) e Exponencial (Figura 12d) tiveram os piores ajustes, pois apresentaram seus pontos muito afastados da linha reta.

Porém, os gráficos ainda são inconclusivos em relação a escolha do melhor ajuste, isto é, não permitem ainda concluir qual das duas distribuições é a mais adequada, se a Weibull ou a Gama. Mas, mantêm-se o resultado anterior de que temos a distribuição Gama seguida da Weibull como as de melhores ajustes.

Todavia, nota-se que o resultado obtido via critério gráfico P-P plot foi similar ao resultado obtido anteriormente via teste de Kolmogorov-Smirnov, mostrando que ambos os testes foram adequados para estudo.

4.3.2 Precipitação pluviométrica mensal referente ao período da safra de soja

Temos que os parâmetros são de suma importância para as distribuições de probabilidade, uma vez que são medidas numéricas que permitem a individualização de um modelo neste contexto de precipitação pluviométrica.

Assim, na Tabela 5 estão representadas as estimativas dos parâmetros das distribuições Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal, com os seus respectivos parâmetros, calculados com o auxílio do software R (R Core Team, 2014), utilizando-se do método da máxima verossimilhança referentes aos dados de precipitação pluviométrica mensal associados ao ciclo da soja (meses de novembro, dezembro, janeiro e fevereiro) que é o período da safra de soja.

Ressaltando que para um melhor ajustamento da curva, foi preciso utilizar todos os meses que fazem parte do ciclo da soja no decorrer dos anos em estudos, ou seja, não foi trabalhado com o acúmulo de precipitação referente ao ciclo. E devido a isto, o intervalo ideal passou a ser de 112,5 a 200 mm, pois foi dividido pelo número de meses (4).

Tabela 5: Estimativa dos parâmetros das distribuições Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal

| Modelos | $\hat{\alpha}$ | $\hat{\beta}$ | $\hat{\mu}$ | $\hat{\sigma}$ | $\hat{\lambda}$ |
|-------------|----------------|---------------|-------------|----------------|-----------------|
| Weibull | 1,754068 | 163,580986 | - | - | - |
| Gama | 2,052428 | 0,01512732 | - | - | - |
| Exponencial | - | - | - | - | 0,006310596 |
| Log-Normal | - | - | 4,8005538 | 0,9712305 | - |

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Nota-se que os resultados da Tabela 5 foram similares aos resultados da Tabela 3 no sentido de que os valores dos parâmetros respeitam as condições específicas de cada modelo de probabilidade. Porém, os valores em si são diferentes, mostrando assim a individualização de cada parâmetro para cada modelo.

A seguir, na Figura 13 encontra-se um histograma de frequência relativa dos dados observados de precipitação mensal do ciclo de soja com as funções densidades de probabilidades (f.d.p) sobrepostas.

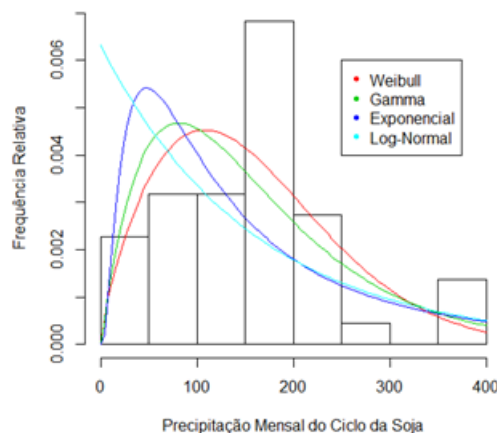


Figura 13: Histograma de frequência relativa dos dados observados de precipitação mensal do Ciclo da Soja sobreposto pelas fdp ajustadas Weibull, Gama, Exponencial e Log-Normal

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Semelhante a Figura 11, as curvas de ajuste das distribuições Weibull, Gama, Log-Normal e Exponencial seguem as condições de assimetria positiva, porém apresentam um histograma diferente, uma vez que, os dados observados são outros.

A aderência das distribuições foi verificada via teste de Kolmogorov-Smirnov (KS).

Tabela 6: Valores de p do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS)

| Modelos | p-valor |
|----------------|----------------|
| Weibull | 0,4883 |
| Gama | 0,2141 |
| Exponencial | 0,04802 |
| Log-Normal | 0,01038 |

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Ao analisar a Tabela 6, pode-se comprovar que houve aderência das distribuições Weibull e Gama, via teste de Kolmogorov-Smirnov, dado que os p-valores correspondentes a estas distribuições foram superiores a 0,05, permitindo dizer que estas distribuições obtiveram uma boa adequação e que em relação aos dados experimentais, os descrevem satisfatoriamente.

E, tem-se que as distribuições Log-Normal e Exponencial não mostraram ser aceitáveis para descreverem os dados de modo satisfatório, uma vez que, os seus p-valores foram inferiores a 0,05, semelhante aos resultados da Tabela 4.

Mas, outro ponto importante e diferente da Tabela 4 que vale destacar, é que neste contexto obteve-se a distribuição Weibull com maior aderência seguida da distribuição Gama.

Porém, novamente as distribuições Log-Normal e Exponencial, mostraram-se serem as de piores ajustes, via teste de Kolmogorov-Smirnov.

Portanto, com o objetivo de averiguar qual o melhor ajustamento de curva, em relação as distribuições Weibull e Gama e, com a intenção de confirmar se as distribuições Log-Normal e Exponencial não são aceitáveis para descrever os dados, passou-se a analisar as funções densidade de probabilidades (f.d.p) via critérios dos gráficos P-P plots (Figura 14).

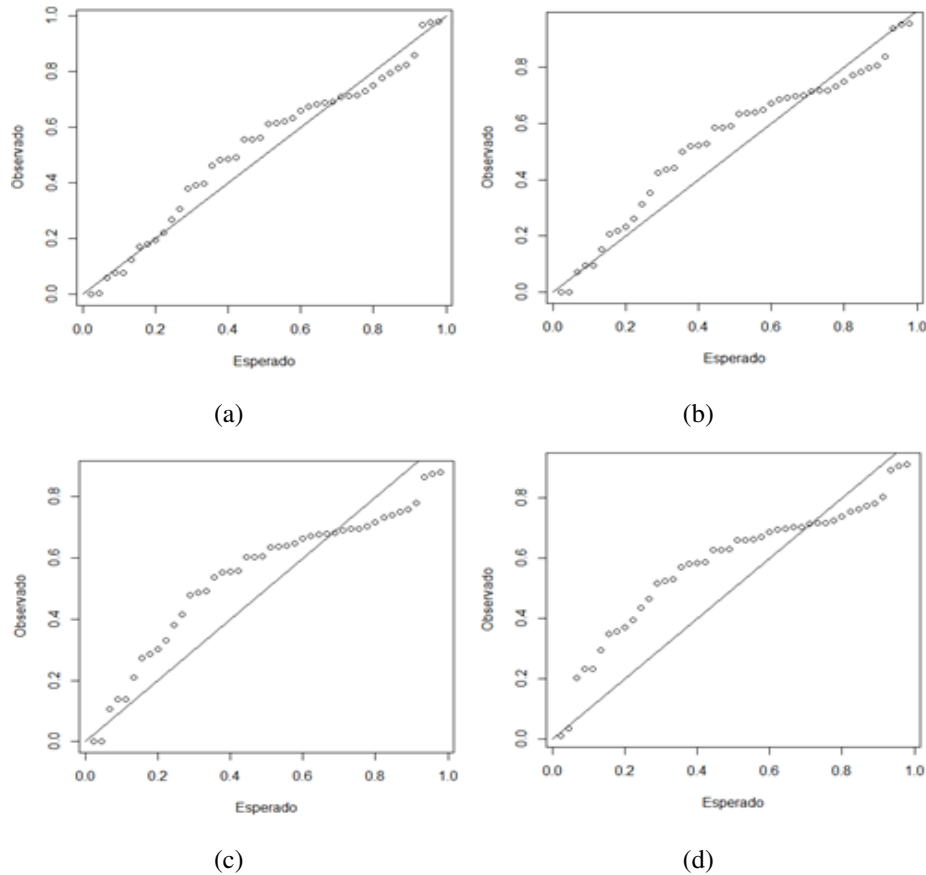


Figura 14: P-P plot das f.d.p, Weibull (a), Gama (b), Log-Normal (c) e Exponencial (d) ajustadas

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Após analisar os gráficos da Figura 14, nota-se novamente que os resultados obtidos pelo critério gráficos P-P plots acompanharam de alguma forma os resultados obtidos anteriormente via teste de Kolmogorov-Smirnov. Indicando que as distribuições Log-Normal e Exponencial deixam novamente a desejar, por não apresentarem os seus pontos próximos de uma linha e que as distribuições Weibull e Gama apresentam um bom ajuste.

Porém, é importante ressaltar outra vez, que estes gráficos, tanto os da Figura 12 quanto os da Figura 14 são inconclusivos em relação a escolha da melhor distribuição de probabilidade. Mas, neste caso, permanece o resultado da distribuição Weibull seguida da distribuição Gama, como as de melhores ajustes.

4.3.3 Cálculo da probabilidade

Em relação a região em estudo, observou-se também que o período de outubro e novembro, onde se concentram as maiores ocorrências de precipitação, apresentaram 90% de probabilidade de ocorrência de chuvas com mais de 100 mm e a média pluviométrica manteve-se entre os níveis de 45% e 50% de probabilidade.

Entretanto, (BERNARDO, 1995) e (CASTRO R; LEOPOLDO, 1995) afirmam que o nível de 75 a 80% de probabilidade de ocorrência de chuva é o mais confiável e recomendável para dimensionamento e elaboração de projetos agrícolas ou de irrigação.

Tabela 7: Níveis de probabilidade de ocorrência (mm) de precipitação pluviométrica mensal

| Mês | Probabilidade de Ocorrência (mm) | | | | | | |
|-----------|----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 10% | 25% | 45% | 50% | 65% | 75% | 90% |
| Janeiro | 192,32 | 188,45 | 179,77 | 177,50 | 140,19 | 138,80 | 79,88 |
| Fevereiro | 363,96 | 250,50 | 199,47 | 157,30 | 97,71 | 78,35 | 42,02 |
| Março | 199,36 | 167,50 | 114,83 | 102,00 | 83,85 | 78,80 | 14,36 |
| Abril | 302,86 | 266,35 | 157,64 | 151,30 | 121,28 | 109,75 | 95,74 |
| Mai | 330,62 | 219,35 | 167,46 | 162,50 | 94,82 | 73,75 | 9,88 |
| Junho | 335,18 | 248,30 | 128,31 | 116,00 | 102,55 | 87,60 | 32,16 |
| Julho | 169,26 | 132,15 | 106,51 | 87,80 | 63,87 | 52,05 | 30,00 |
| Agosto | 139,76 | 91,10 | 46,07 | 38,40 | 28,67 | 18,05 | 9,68 |
| Setembro | 165,18 | 147,45 | 140,40 | 122,90 | 80,48 | 78,30 | 57,96 |
| Outubro | 367,48 | 323,80 | 251,41 | 239,50 | 206,93 | 167,98 | 106,49 |
| Novembro | 210,20 | 198,05 | 170,43 | 163,90 | 156,20 | 150,50 | 131,96 |
| Dezembro | 261,18 | 197,70 | 139,34 | 128,50 | 110,30 | 64,70 | 37,94 |
| Anual | 2138,0 | 2045,0 | 1920,8 | 1904,4 | 1659,5 | 1444,2 | 1388,3 |

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

No entanto, ao analisar os níveis de probabilidade de ocorrência (mm) da precipitação pluviométrica mensal (Tabela 7), observou-se que a média anual de precipitação (1802 mm) encontra-se entre os valores de 50% e 65% de probabilidade (1904,4 e 1659,5 mm, respectivamente). Segundo (CASTRO R; LEOPOLDO, 1995), no Brasil este parâmetro geralmente é utilizado para dimensionamento de sistemas de irrigação. Os autores ressaltam também que a utilização deste parâmetro de dimensionamento pode gerar subdimensionamento de sistemas de irrigação acarretando prejuízos ao agricultor.

Após comprovado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov e pelo gráfico do P-P plot que a distribuição Weibull apresentou um melhor ajuste de curva para a precipitação pluviométrica mensal referente ao ciclo da soja e que o ajuste desta distribuição pelo método da máxima verossimilhança permite estimativas mais confiáveis e com menor tendenciosidade (BAILEY

R.; DELL, 1973); (CAMPOS J. C. C.; LEITE, 2006), tem-se na Figura 15, a representação do ajustamento da curva e também uma parte hachurada que representa a área de probabilidade de ocorrência de precipitação pluviométrica, limitada pelo intervalo ideal de 112,5 a 200 mm.

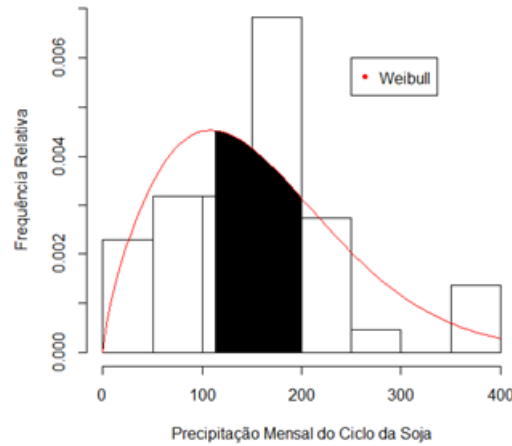


Figura 15: Área hachurada correspondente a probabilidade de ocorrência de precipitação pluviométrica limitada pelo intervalo ideal

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Como a função distribuição acumulada de X da distribuição Weibull é absolutamente contínua, então existe uma função Integral Lebesgue $f(x)$ tal que:

$$F(b) - F(a) = P(a \leq x \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$

para todos os a e b reais.

Seja $F(X) = P(X \leq x) = 1 - \exp(-(\frac{x}{\beta})^\alpha)$ a função distribuição acumulada da distribuição Weibull, temos:

$$\begin{aligned} \int_a^b f(x) dx &= F(b) - F(a) = \\ &= 1 - \exp(-(\frac{b}{\beta})^\alpha) - (1 - \exp(-(\frac{a}{\beta})^\alpha)) = \\ &= \exp(-(\frac{a}{\beta})^\alpha) - \exp(-(\frac{b}{\beta})^\alpha) \end{aligned}$$

Sendo $\alpha = 1,754068$ e $\beta = 175,425428$ valores estes, estimados pelo método da máxima verossimilhança e $a = 112,5$ e $b = 200$, temos:

$$\begin{aligned} \int_{112,5}^{200} \frac{1,754068}{175,425428} \left(\frac{x}{175,425428}\right)^{1,754068-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{175,425428}\right)^{1,754068}\right) dx = \\ F(200) - F(112,5) = \\ = \exp\left(-\left(\frac{112,5}{175,425428}\right)^{1,754068}\right) - \exp\left(-\left(\frac{200}{175,425428}\right)^{1,754068}\right) = \\ = 0,348013 \end{aligned}$$

Assim, tem-se que a probabilidade de ocorrência de precipitação pluviométrica, no intervalo ideal, é de aproximadamente 35%.

4.4 GEOESTATÍSTICA

4.4.1 Análise Descritiva

Com relação aos dados de precipitação obtidos das 39 estações localizadas no Paraná no ano de 2015, observa-se na (Tabela 8) que os valores da média e da mediana foram próximos entre si, apontando que em relação à posição central, o conjunto de valores de todos os meses em estudo é razoavelmente simétrico. Porém, os valores do coeficiente de assimetria mostram valores positivos indicando que os dados deste conjunto possuem distribuição assimétrica à direita. Este comportamento assimétrico dos dados, de acordo com (GUIMARÃES, 2005) apesar de não ser um fator limitante à análise geoestatística, pode dificultar o ajuste de modelos de semivariograma.

Em relação ao coeficiente de kurtose, observa-se valores positivos (Tabela 8), isto é, $C_k > 0$, indicando que a distribuição é platicúrtica. No que diz respeito ao desvio padrão verificou-se a ocorrência do menor desvio no mês de agosto (17,1 mm) e de maior desvio no mês de março (100,1 mm), indicando haver dispersão dos dados. E por fim, ao analisar novamente a média dos conjuntos de dados, verifica-se que os meses de fevereiro, março e setembro apresentaram maior índice de precipitação, já agosto mostra-se ser um mês de pouca pluviosidade.

Tabela 8: Estatística descritiva da precipitação mensal (mm) para o período de janeiro a setembro, com exceção dos meses janeiro, maio e julho no Paraná no ano de 2015

| Estatística Descritiva | Meses | | | | | |
|---------------------------|-----------|-------|-------|-------|--------|----------|
| | Fevereiro | Março | Abril | Junho | Agosto | Setembro |
| Média | 220,3 | 159,2 | 83,1 | 90,4 | 47,6 | 174,7 |
| Mediana | 206,8 | 140,2 | 68,8 | 93,4 | 45 | 169 |
| Desvio Padrão | 95,0 | 100,1 | 53,6 | 41,0 | 17,1 | 54,6 |
| Coeficiente de assimetria | 2,03 | 2,02 | 2,71 | 0,35 | 0,73 | 0,11 |
| Coeficiente kurtose | 7,52 | 7,68 | 13,3 | 2,60 | 3,17 | 3,09 |

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Outro ponto importante foi verificar a homogeneidade dos conjuntos e possível normalidade dos dados, utilizando-se do teste de Shapiro-Wilk ao nível de 5% de significância. No qual pode-se concluir que os meses de fevereiro, março e abril não seguem a distribuição normal, resultado este comum quando se refere a dados de precipitação. Vale ressaltar que assim como os gráficos Boxplot (Figura 17), o teste de Shapiro-Wilk é aplicado para amostras independentes, mas, foi aplicado neste estudo apenas para se ter uma ideia sobre a distribuição dos dados.

O histograma (Figura 16) nos permite organizar, sistematizar e visualizar a tendência central, variabilidade e a forma de um conjunto de valores.

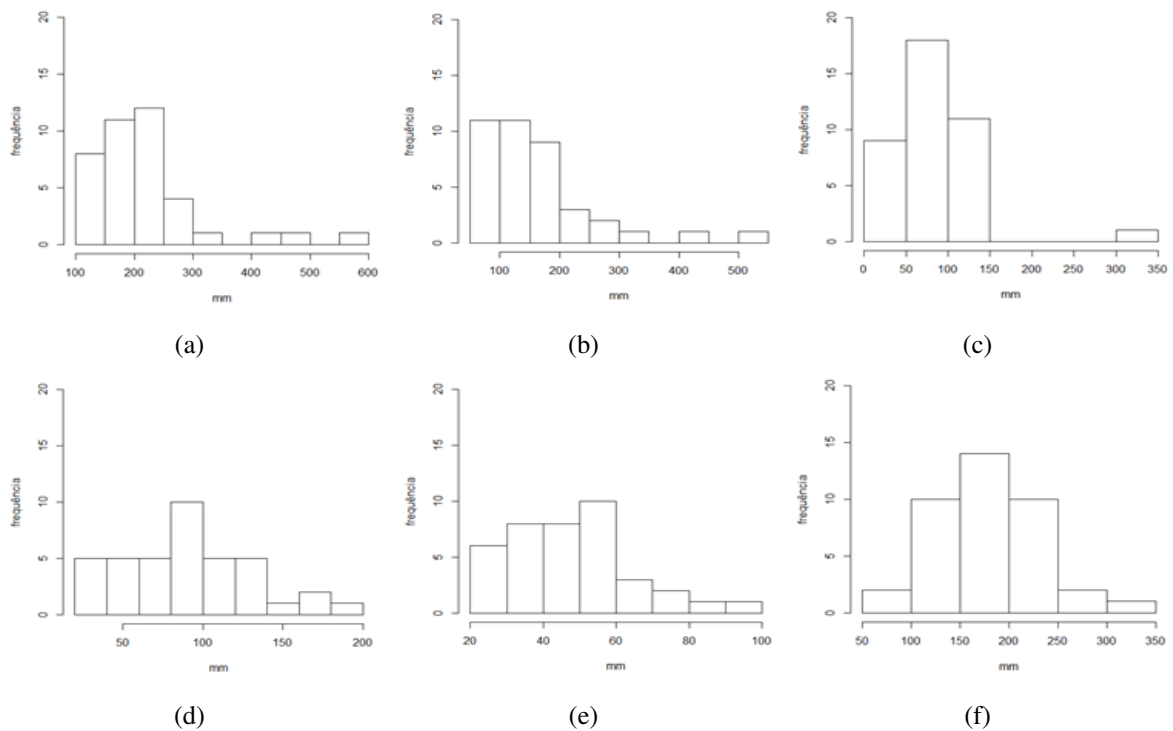


Figura 16: Histograma para os meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f)
Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPCÃO, 2016).

Os histogramas (Figura 16) nos revelaram distribuições curiosas, mas visualmente não será assumida nenhuma distribuição. Porém, ao imaginar uma curva da distribuição normal, para os gráficos dos meses de fevereiro, março e abril, pode-se notar que esta curva não se encaixa/aproxima dos dados, assim, conclui-se que estes meses realmente não seguem a distribuição normal.

Os gráficos em boxplot (Figura 17) geram informações que nos permitem estudar e analisar sobre a posição, a dispersão, a assimetria, a caudas e possíveis outliers dos dados em estudo, isto é, dados discrepantes que sobretudo na parte inicial do semivariograma afetam substancialmente o comportamento do mesmo (DIGGLE; JÚNIOR, 2000).

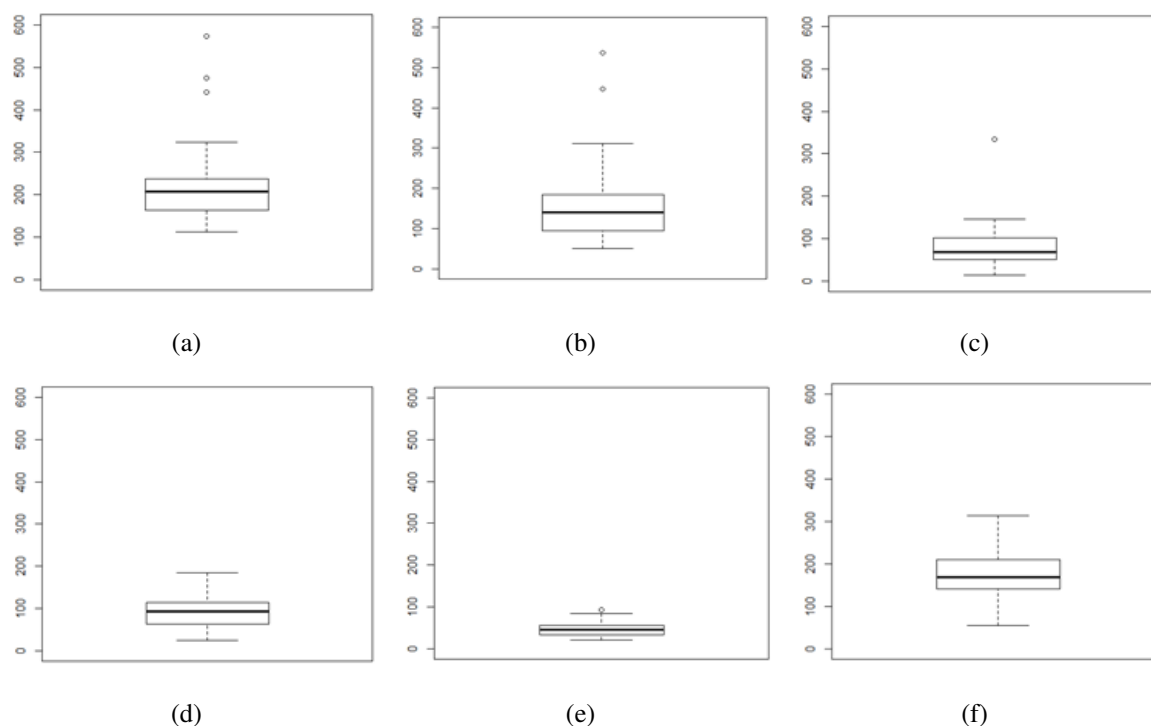


Figura 17: Gráfico em boxplot para os meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f) de 2015

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPCÃO, 2016).

Ao analisar os gráficos boxplot apresentados anteriormente, nota-se que somente os meses de junho e setembro não apontaram à existência de outliers, isto é, não há pontos discrepantes em relação aos pontos amostrados no espaço. Porém, em relação aos demais meses é possível verificar a presença destes pontos discrepantes, fato que se deve a não representatividade e erros observacionais. De acordo com (JÚNIOR; DIGGLE, 2001), estes dados discrepantes podem afetar a variância aleatória existente no processo, mas podem não ser limitantes a análise geoestatística. Por fim, pode-se perceber também através dos gráficos boxplot que o mês de agosto apresenta a menor dispersão pelo chamado desvio interquartilico ($dq = Q_3 - Q_1$), onde Q_1 é o primeiro quartil e Q_3 é o terceiro quartil, uma vez que, quanto menor dq , menor é a dispersão.

4.4.2 Análise dos modelos de semivariograma para os meses em estudo

Após a análise descritiva dos dados mensais de precipitação pluviométrica, objetivou-se ajustar e selecionar modelos espaciais de semivariogramas para a análise da variabilidade espacial da precipitação pluvial mensal no Estado do Paraná, feita para cada mês em estudo.

A seguir encontram-se os semivariogramas dos modelos Exponencial, Gaussiano e Esférico para a precipitação pluviométrica de todos os meses em estudo (Figura 18).

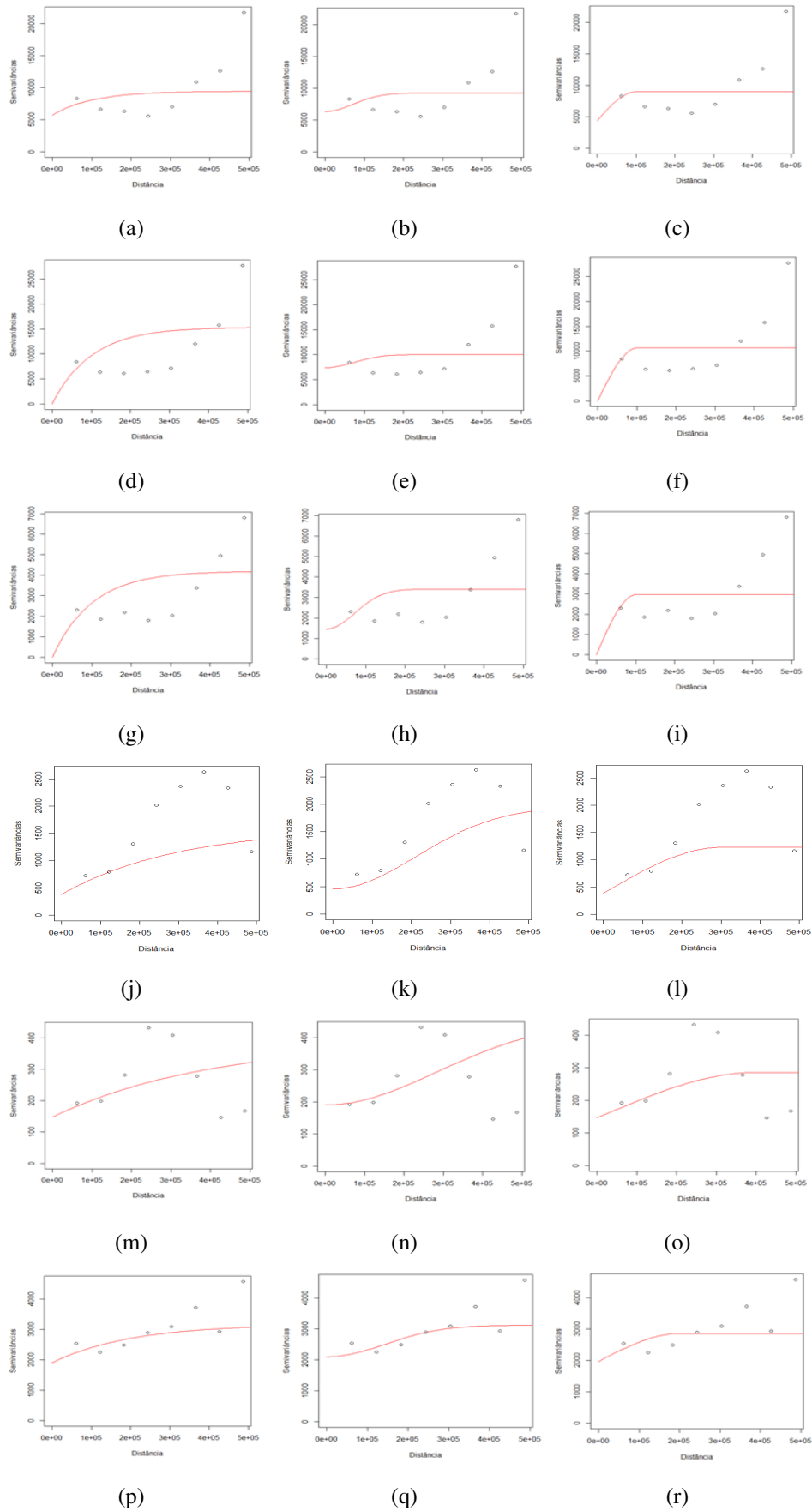


Figura 18: Semivariogramas ML do modelo Exponencial para os meses de fevereiro (a), março (d), abril (g), junho (j), agosto (m) e setembro (p). Modelo Gaussiano para os meses de fevereiro (b), março (e), abril (h), junho (k), agosto (n) e setembro (q). Modelo Esférico para os meses de fevereiro (c), março (f), abril (i), junho (l), agosto (o) e setembro (r).

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Pode-se inferir visualmente que os três modelos em estudo mostram uma boa adequação aos dados experimentais de precipitação nos meses em estudo, com exceção do mês de agosto, em que os três modelos apresentaram um razoável ajuste. Entretanto, percebe-se que em relação ao mês de março de 2015, o modelo Exponencial apresentou sua curva mais afastada dos pontos, isto é, em comparação com os demais modelos referentes a esse mês, o modelo Exponencial é o que visualmente apresenta desempenho inferior ao ajustar os dados experimentais. Pode-se inferir visualmente também, que no mês de junho de 2015 o modelo Gaussiano mostrou um adequado ajuste, por apresentar uma curva de ajuste mais próxima dos dados (Figura 18). Porém, não é possível tirar conclusões apenas visualmente sobre qual seria o melhor modelo ajustado.

Devido isto, é necessário analisar em cada modelo ajustado a partir de um chute inicial, os valores da média (β), efeito pepita (φ_1), contribuição (φ_2), alcance (a) e EPR (efeito pepita relativo), pelo método da máxima verossimilhança (ML), conforme pode ser visto na Tabela 9.

Tabela 9: Estimativas de Máxima Verossimilhança dos parâmetros associados aos modelos e ao meses em estudo

| Meses | Modelos | β | φ_1 | φ_2 | φ_3 | a | EPR | ML |
|-----------|-------------|---------|-------------|-------------|-------------|----------|---------|--------|
| Fevereiro | Exponencial | 228,5 | 5690,1 | 3740,3 | 100000 | 299573,2 | 0,60344 | -232,1 |
| | Gaussiano | 224 | 6307 | 2933 | 100000 | 173081,8 | 0,6826 | -232 |
| | Esférico | 219,4 | 4367,3 | 4624,0 | 100000 | 1e+05 | 0,4857 | -232,2 |
| Março | Exponencial | 191,8 | 0,0 | 15354,6 | 100000 | 299573,2 | 0,0 | -232,9 |
| | Gaussiano | 165,8 | 7360,8 | 2653,4 | 100000 | 173081,8 | 0,735 | -233,9 |
| | Esférico | 159,8 | 0,0 | 10645,1 | 100000 | 1e+05 | 0,0 | -232,7 |
| Abril | Exponencial | 96,29 | 0,0 | 4200,20 | 100000 | 299573,2 | 0,0 | -207,6 |
| | Gaussiano | 87,42 | 1447,82 | 1959,27 | 100000 | 173081,8 | 0,4249 | -209,4 |
| | Esférico | 83,59 | 0,0 | 2966,45 | 100000 | 1e+05 | 0,0 | -207,8 |
| Junho | Exponencial | 81,54 | 377,84 | 1233,50 | 300000 | 898719,7 | 0,2345 | -186,4 |
| | Gaussiano | 78,32 | 457,13 | 1501,84 | 300000 | 519245,5 | 0,2334 | -183,4 |
| | Esférico | 82,98 | 385,23 | 842,63 | 300000 | 3e+05 | 0,3077 | -186,9 |
| Agosto | Exponencial | 44,61 | 147,60 | 243,50 | 400000 | 1198293 | 0,3774 | -161,8 |
| | Gaussiano | 42,35 | 190,67 | 260,25 | 400000 | 692327,4 | 0,4228 | -162,6 |
| | Esférico | 45,76 | 146,34 | 139,94 | 400000 | 4e+05 | 0,5112 | -160,8 |
| Setembro | Exponencial | 171,9 | 1900,5 | 1274,7 | 200000 | 599146 | 0,599 | -209,3 |
| | Gaussiano | 173,8 | 2094,3 | 1024,2 | 200000 | 346163,7 | 0,672 | -208,9 |
| | Esférico | 174,8 | 1963,6 | 897,4 | 200000 | 2e+05 | 0,686 | -209,5 |

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPCÃO, 2015).

Tem-se que o alcance da dependência espacial da precipitação pluviométrica representa a distância nas quais os pontos de amostragem apresentam-se correlacionados, isto é,

segundo (ANDRADE, 2002), o alcance marca a distância a partir das quais as amostras tornam-se independentes correspondendo ao conceito da zona de influência ou dependência espacial de uma amostra. Assim, é um parâmetro de suma importância para o planejamento agrícola, não só para definir a intensidade de amostragem, como também ajudar e auxiliar no planejamento de programas de irrigação, dado que mostra até onde uma variável em estudo apresenta dependência espacial, em particular para estes meses analisados, o maior limite da variável em estudo vai até 898719,7 (mês de junho, com o modelo Exponencial).

Com os valores dos efeitos pepitas relativos pode-se classificar a variável como forte, média ou fraca dependência espacial. Neste estudo, temos que os meses de abril e junho apresentaram uma forte dependência espacial em todos os modelos. Já o mês de setembro indicou uma média dependência espacial. Com relação aos demais meses, fevereiro, março e agosto, não ocorreu uma unanimidade com relação ao grau de dependência, isto é, esses meses mostraram ter média e forte dependência espacial dependendo do modelo escolhido. Logo, nota-se que nenhum dos meses em estudo apresentaram ter uma fraca dependência espacial.

Em seguida, após as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros associados aos três modelos em estudo, foram estudados os parâmetros: Erro Médio (EM), Erro Médio Reduzido (ER), Desvio Padrão do Erro Médio (SEM), Desvio Padrão do Erro Médio Reduzido (SER) e Erro Absoluto (EA) (Tabela 10), tendo por finalidade escolher o modelo que melhor se ajusta aos dados dos meses em estudo.

Tabela 10: Parâmetros para escolha dos modelos ajustados, em que EM (Erro Médio), ER (Erro Médio Reduzido), SEM (Desvio Padrão do Erro Médio), SER (Desvio Padrão do Erro Médio Reduzido) e EA (Erro Absoluto)

| Meses | Modelos | EM | ER | SEM | SER | EA |
|-----------|-------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|-----------------|
| Fevereiro | Exponencial | 0,1794000 | 0,000967 | 93,9861 | 1,02463 | 2513,092 |
| | Gaussiano | -0,0249700 | -0,0001442 | 92,9883 | 1,02156 | 2505,741 |
| | Esférico | 0,0588600 | 0,0004059 | 96,0329 | 1,03023 | 2543,098 |
| Março | Exponencial | 4,06800 | 0,02744 | 91,312772 | 1,031106 | 2572,06 |
| | Gaussiano | 0,49500 | 0,00253 | 99,469983 | 1,026725 | 2790,46 |
| | Esférico | 3,16600 | 0,02167 | 96,995097 | 1,018942 | 2510,52 |
| Abril | Exponencial | 2,59700 | 0,03082 | 51,713553 | 1,049891 | 1258,734 |
| | Gaussiano | 0,98940 | 0,01028 | 53,999985 | 1,061499 | 1392,403 |
| | Esférico | 1,37000 | 0,01633 | 53,8487 | 1,04580 | 1344,048 |
| Junho | Exponencial | -0,434500 | -0,007641 | 25,2735266 | 0,9877106 | 722,3062 |
| | Gaussiano | -0,208800 | -0,004158 | 23,782828 | 1,010438 | 656,1883 |
| | Esférico | -0,5794 | -0,0098 | 26,0881636 | 0,9918912 | 771,6937 |
| Agosto | Exponencial | 0,008853 | 0,0002458 | 14,345781 | 1,006153 | 451,3389 |
| | Gaussiano | 0,017880 | 0,0004971 | 14,783820 | 1,011368 | 473,5369 |
| | Esférico | 0,001428 | -2,217e-06 | 14,196382 | 1,007531 | 445,0415 |
| Setembro | Exponencial | -0,3590 | -0,00362 | 50,057692 | 1,007465 | 1533,097 |
| | Gaussiano | -0,2321 | -0,00235 | 49,820127 | 1,011872 | 1527,431 |
| | Esférico | -0,2407 | -0,00241 | 51,643243 | 1,011459 | 1624,933 |

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, 2015).

Logo, após analisar os parâmetros da Tabela 10 pode-se afirmar que para os meses de março e agosto, o modelo Esférico melhor ajustou os pontos amostrais, sendo que no mês de março foi levado em consideração o grau de dependência espacial para a escolha do melhor ajuste, visto que há um similitude entre os três modelos, por isso, foi possível averiguar que o modelo Esférico se ajustou melhor, por apresentar uma forte dependência espacial. Resultado similar, (SILVA et al., 2008) também encontraram no seu estudo sobre variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas.

Com relação aos meses de fevereiro, junho e setembro, pode-se inferir que o modelo Gaussiano foi o que melhor se ajustou, confirmando a observação que havia sido feita para o mês de junho sobre a visualização do semivariograma da Figura 18.

Apenas o mês de abril, indicou o modelo Exponencial como o de melhor ajuste ao semivariograma experimental, pelo método de máxima verossimilhança (ML). Resultado similar, foi verificado por (AVILA L. F.; MELLO; VIOLA, 2009), no estudo do mapeamento da precipitação mínima provável para o sul do Estado de Minas Gerais, em que o modelo Exponencial, foi o que melhor se ajustou. (DALLACORT et al., 2012) verificou a predominância do modelo

Exponencial sobre os modelos Esféricos e Gaussianos em seu trabalho sobre modelos de semi-variogramas para análise da variabilidade espacial da precipitação pluvial no Pantanal de Mato Grosso.

4.4.3 Mapa de precipitação pluviométrica

Após a escolha dos melhores modelos de ajuste dos dados experimentais, foi realizado o mapeamento de precipitação pluviométrica para os meses em estudo no Estado do Paraná, utilizando a krigagem da área amostrada como interpolador, o qual permitiu um tratamentos diferenciados para as regiões mapeadas e tomadas de decisões.

A Figura 19, apresenta os mapas dos valores ajustados pelos modelos escolhidos para cada mês em estudo, no Estado do Paraná. Estes mapas nos mostram as regiões em que ocorreram as maiores e menores estimativas pelo método da krigagem.

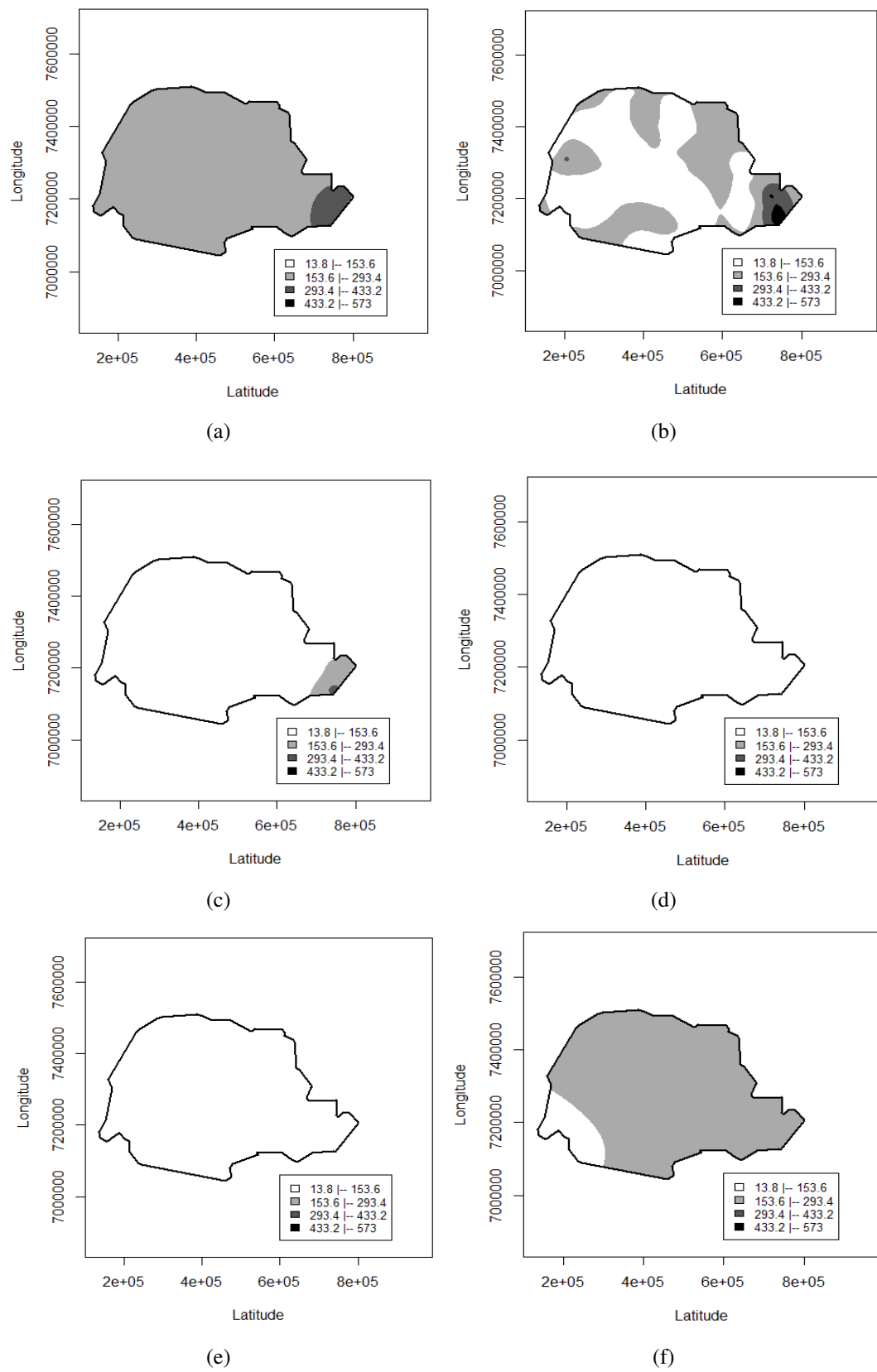


Figura 19: Mapa da precipitação pluviométrica (mm) dos meses de fevereiro (a), março (b), abril (c), junho (d), agosto (e) e setembro (f)

Fonte: (FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, 2016).

Em relação ao mapa da Figura 19a, referente aos dados de precipitação pluviométrica (mm) do mês de fevereiro de 2015, observa-se que a região do litoral do Paraná, apresentou um alto acúmulo de precipitação, indicando ser acima de 293,4 mm. Enquanto as demais regiões do Estado, apontaram um acúmulo de chuva, entre 153,6 e 293,4 mm. Porém, pode-se inferir que esse mês apresentou alta quantidade de precipitação, conforme pode ser visto no indicador de precipitação do mapa, interferindo significativamente na agricultura, em particular, no ciclo da soja.

Baseando-se na Figura 19b, verifica-se que a quantidade de precipitação para esse mês em estudo também foi alta, apresentando um maior acúmulo de precipitação no litoral do Paraná, seu indicador mostrou um acúmulo de chuva entre 433,2 e 573 mm. Ainda vale destacar, que no final de março inicia-se o outono (20 de março às 19 h e 45 min) e sabe-se que esta estação é marcada por sua forte variabilidade espacial e temporal da precipitação. Segundo relatos da (SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná, 2016a) no boletim climático para o Paraná, na segunda quinzena do mês de março, a atmosfera está bastante aquecida e os fluxos de umidade - tanto do sul (frentes frias) ou do noroeste estão bem ativos. Caracterizando uma estação com grandes ocorrências de chuvas.

Nota-se na Figura 19c que no mês de abril de 2015, o Leste do Paraná apresentou volumes de precipitação mais significativos. Segundo a (SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná, 2016a), no mês de abril, as massas de ar que predominam no Paraná nesta época são quentes e úmidas, por isso são frequentes as pancadas de chuvas ao longo do dia sobre todas as regiões. Com isso, as frentes frias que conseguem evoluir sobre a região reforçam a instabilidade do ar.

Referente ao mês de junho (Figura 19d), observou-se menor acúmulo de chuva em todas as regiões do Estado em comparação com os meses estudados anteriormente, indicando um acúmulo entre 13,8 e 153,6 mm. Mas ainda mostraram-se frequentes as pancadas de chuvas por todas as regiões do Estado.

Assim, vale ressaltar que no final de junho (20 de junho às 19 h e 38 min) inicia-se o inverno, caracterizado por ser uma estação menos chuvosa e mais fria. Segundo a (SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná, 2016a) neste mês de junho, as frentes frias são os “veículos” mais eficientes na produção de chuvas, visto que, a massa de ar predominante passa a ser aos poucos mais estável.

Nota-se na Figura 19e, que o mês de agosto, teoricamente, a época mais fria, apresentou-se ainda menos chuvoso em relação aos demais meses, o indicador mostrou um acúmulo entre 13,8 e 153,6 mm, confirmando as informações da (SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná, 2016b) que indicavam a presença de El Niño de fraca intensidade na faixa equatorial do Oceano Pacífico.

Por fim, nota-se na Figura 19f, que o mês de setembro voltou a apresentar um maior acúmulo de precipitação por todas as regiões do Estado do Paraná. No final deste mês (dia 22 de setembro às 11h 21 min) ocorre a chegada da nova estação (Primavera), ocorrendo portanto uma

mudança no regime de chuvas no Estado e, que segundo a (SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná, 2016c) ocorre um aumento natural no volume das chuvas em todo o Estado.

5 CONCLUSÕES

Em vista dos argumentos apresentados, conclui-se que os dados de precipitação do município de Toledo-PR apresentaram uma variação significativa. O maior acúmulo observado para a média histórica mensal foi de 243,86 mm no mês de Outubro e a menor foi de 73,68 mm no mês de agosto.

Constata-se que o município apresentou tendência de concentração das chuvas nos meses de primavera-verão, correspondendo a cerca de 55,89% e o restante de 44,11% refere-se ao outono-inverno. Em relação ao acúmulo de precipitação anual, percebe-se que há uma certa tendência de aumentar a cada ano. No que diz respeito a distribuição dos valores pluviais das safras de soja, tem-se que o valor do acúmulo de precipitação das safras de 2004/2005 (292,4 mm) e 2005/2006 (416,8 mm) não alcançaram o intervalo ideal de 450 mm a 800 mm, já o acúmulo de precipitação das safras de 2010/2011 (1042,4 mm) e 2012/2013 (941,4 mm) extrapolaram.

O teste de Kolmogorov-Smirnov mostrou-se adequado para representar as precipitações mensais em função de distribuição de probabilidade indicando a aderência das distribuições Weibull e Gama, porém, com predominância da Gama em relação aos dados de precipitações mensais e a distribuição Weibull para a quantidade de chuva nas safras de soja, o que permitiu o cálculo da área limitada pela curva desta distribuição e pelo intervalo (450 a 800 mm), mostrando que há 35% de probabilidade de ocorrência de chuva neste intervalo. Enquanto isso, as demais distribuições não apresentaram aderência. O critério gráfico de P-P plot serviu para confirmar os resultados obtidos anteriormente via teste de Kolmogorov-Smirnov, indicando que as distribuições Gama e Weibull descreveram satisfatoriamente os dados.

Por fim, em relação aos dados de precipitações pluviométricas do Estado do Paraná, conclui-se que mostraram-se auto correlacionada no espaço. Em referência aos modelos escolhidos, tem-se que os meses de março, abril e junho na região do Paraná apresentaram uma forte dependência espacial. Já os dados dos meses de fevereiro, agosto e setembro apresentaram uma média dependência espacial. Obteve-se que para os meses de março e agosto, o modelo Esférico melhor ajustou os pontos amostrais. Para os meses de fevereiro, junho e setembro obteve-se o modelo Gaussiano. E apenas para o mês de abril, obteve-se o modelo Exponencial como de melhor ajuste.

Referências

- ANDRADE, A. R. S. **Aplicação da Teoria fractal e da geoestatística na estimativa da condutividade hidráulica saturada e do espaçamento entre drenos**. Botucatu: Botucatu/SP, 2002. (Tese (Doutorado em Agronomia) - Faculdade de Ciências Agrônômicas).
- ASSUMPCÃO, R. A. **Influência local em modelos geoestatísticos t-student com aplicações a dados agrícolas**. Cascavel: Cascavel-PR, 2010. (Tese de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola - Universidade Estadual do Oeste do Paraná).
- AVILA L. F.; MELLO, C. R.; VIOLA, M. R. Mapeamento da precipitação mínima provável para o sul de minas gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 13, 2009.
- BAILEY R.; DELL, T. Quantifying diameter distributions with the weibull function. **Forest Science**, v. 19, 1973.
- BERNARDO, S. **Manual de irrigação**. [S.l.]: Viçosa: Imprensa Universitária, 1995.
- CAMBARDELLA, C. E. et al. **Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils**. [S.l.: s.n.], 1994.
- CAMPOS, H. **Estatística não paramétrica**. [S.l.]: Piracicaba: ESALQ/USP, 1983.
- CAMPOS J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. [S.l.]: Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 2006.
- CASTRO R; LEOPOLDO, P. Ajuste da distribuição gama incompleta na estimativa da precipitação pluviométrica provável para os períodos de 15 e 10 dias da cidade de são manuel (sp). **Energia na Agricultura**, Botucatu, v. 10, 1995.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia aplicada. **CEPEA - SOJA**. 2005. <http://www.cepea.esalq.usp.br/agromensal/2005/12_dezembro/Soja.htm>. Acesso em: 29 abril 2016.
- COUTO E. G.; STEIN, A.; KLAMT, E. Large area spatial variability of soil chemical properties in central brazil. **Agriculture Ecosystems and Environment**, v. 66, 1997.
- CRESSIE, N. Geostatistics. **The American Statistician**, Taylor e Francis Group, v. 43, 1989.
- CUNHA, G. R. EL NIÑO - oscilação sul e perspectivas climáticas aplicadas no manejo de culturas no sul do brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 7, 1999.
- DALLACORT, R. et al. Modelos de semivariograma para análise da variabilidade espacial da precipitação pluvial no pantanal de mato grosso. In: 4º Simpósio de Geotecnologias no Pantanal. **Anais do 4º Simpósio de Geotecnologias no Pantanal**, Bonito-MS, 2012.
- DERAL - Departamento de Economia Rural. **Soja - Análise da Conjuntura Agropecuária**. 2013. <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/soja__2013_14.pdf>. Acesso em: 29 abril 2016.
- DEUTSCH C. V.; JOURNAL, A. G. **GSLIB - Geostatistical software library and user's guide**. [S.l.]: Oxford: Oxford University Press, 1998.

DIGGLE, P. J.; JÚNIOR, P. J. R. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA. **Resumos.**, Caxambu, 2000.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Tecnologias de produção de soja região central do Brasil 2004: existências climáticas.** 2004. <<http://www.cnpso.embrapa.br/producaosoja/exigencias.htm>>. Acesso em: 02 set. 2015.

FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, R. B. A. Análise espaço-temporal da precipitação pluvial no estado do paran . in: Vi simp sio em estat stica espacial e modelagem de imagens. In: VI Simp sio em Estat stica Espacial e Modelagem de Imagens. **Anais do VI Simp sio em Estat stica Espacial e Modelagem de Imagens**, Toledo-PR, 2015.

FRANÇA R. W.; ASSUMPÇÃO, R. B. A. An lise de modelos probabil sticos para os dados mensais de chuva no munic pio de toledo-pr. In: 61^a Reuni o Anual da Regi o Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria - RBras. **Anais da 61^a RBRAS**, Salvador-BA, 2016.

GUERRA, P. **Geoestat stica operacional.** [S.l.]: New York: Houghton Mifflin, 1988.

GUIMAR ES, E. C. **Geoestat stica B sica e Aplicada.** [S.l.]: Uberl ndia: UFU, 2005.

HASTINGS N. A. J.; PEACOCK, J. B. Statistical distributions: A handbook for students and practitioners. **Longon Butterworths**, England, 1975.

IAPAR - Instituto Agron mico do Paran . **Classifica o clim tica segundo K ppen.** 2015. <<http://www.iapar.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=597>>. Acesso em: 02 set. 2015.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estat stica. **Indicadores IBGE: estat stica da produ o agr cola.** 2015. <ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Fasciculo_Indicadores_IBGE/estProdAgr_201503.pdf>. Acesso em: 02 set. 2015.

J NIOR, J. C. F. M. et al. Distribui o espacial da freq ncia de chuvas na regi o hidrogr fica do atl ntico, leste de minas gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agr cola e Ambiental**, v. 10, 2006.

J NIOR, P. J. R.; DIGGLE, P. J. Geor: a package for geostatistical analysis. **R News**, Rochester, v. 1, 2001.

J NIOR, P. J. R.; DIGGLE, P. J. **geoR: Analysis of Geostatistical Data.** [S.l.], 2015. R package version 1.7-5.1. Dispon vel em: <<http://CRAN.R-project.org/package=geoR>>.

JOHNSON N. L.; KOTZ, S. **Distribution in statistics, continuo univariate distribution.** [S.l.]: New York: Houghton Mifflin, 1970.

KITE, G. W. **Frequency and risk analisys in hidrology.** [S.l.]: Fort Colins: Water Resources, 1978. 395 p.

KVAM P. H.; VIDAKOVIC, B. Nonparametric statistics with applications to science and engineering. **Wiley**, New York, 2007.

LIMA, J. S. S. et al. Variabilidade temporal da precipita o mensal em alegre - es. **Revista Ci ncia Agron mica**, v. 39, 2008.

- MARDIA K. V.; MARSHALL, R. J. Maximum likelihood models for residual covariance in special regression. **Biometrika.**, v. 71, 1984.
- MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Modelagem estatística da precipitação mensal e anual e no período seco para o estado de minas gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 13, 2009.
- MIRSHAWKA, V. **Estatística**. São Paulo: Liv. Novel, 1971. 367 p.
- MURTA, R. M. et al. Precipitação pluvial mensal em níveis de probabilidade pela distribuição gama para duas localidades do sudoeste da bahia. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 29, 2005.
- NETO, D. D. et al. Ajuste de modelos de distribuição de probabilidade a séries históricas de precipitação a séries históricas de precipitação pluvial diária em piracicaba-sp. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 13, 2004.
- PENARIOL, A. C. T. **Panorama Atual Safra de Grãos - Safra 2005/2006**. 2006. <<http://www.coplana.com/gxpfiles/ws001/design/RevistaCoplana/2006/fevereiro/pag12.pdf>>. Acesso em: 29 abril 2016.
- R Core Team. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2014. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>.
- RODRIGUES, J. A. et al. Funções densidade de probabilidade para a estimativa de precipitação mensal. **Semina: Ciências Exatas e Tecnológicas**, v. 34, 2013.
- SAMPAIO, S. C. et al. Estimativa e distribuição de precipitações decendiais para o estado do paraná. **Irriga**, v. 12, 2007.
- SANTOS, W. O. **Ajuste da evapotranspiração de referência estimada através de 10 métodos em Mossoró-RN à diferentes distribuições densidade de probabilidade**. Mossoró: Mossoró-RN, 2010. (Monografia (Graduação em Agronomia) - Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA)).
- SILVA, F. M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, 2008.
- SILVA, J. C. et al. Análise de distribuição de chuva para santa maria, rs. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 11, 2007.
- SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná. **Previsão Climática**. 2016a. <http://www.simepar.br/site/internas/conteudo/meteorologia/clima_estacoes/arquivos/outono2015.pdf>. Acesso em: 14 mar. 2016.
- SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná. **Previsão Climática**. 2016b. <http://www.simepar.br/site/internas/conteudo/meteorologia/clima_estacoes/arquivos/verao2015.pdf>. Acesso em: 14 mar. 2016.
- SIMEPAR - Sistema Meteorológico do Paraná. **Previsão Climática**. 2016c. <http://www.simepar.br/site/internas/conteudo/meteorologia/clima_estacoes/arquivos/primavera2015.pdf>. Acesso em: 29 fev. 2016.

VENABLES, W. N.; RIPLEY, B. D. **Modern Applied Statistics with S**. Fourth. New York: Springer, 2002. ISBN 0-387-95457-0. Disponível em: <<http://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4>>.

VIEIRA J. P. G.; SOUZA, M.; TEIXEIRA, J.; CARVALHO, F. Estudo da precipitação mensal durante a estação chuvosa em diamantina, minas gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, 2010.

ZAMBOTI, J. L. **Mapas pluviométricos médios mensais no verão para o Estado do Paraná, utilizando métodos geoestatísticos**. Botucatu: Botucatu-SP, 2001. (Tese(Doutorado em Agronomia)- Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", Faculdade de Ciências Agrônômicas Campus de Botucatu).