



Revista Brasileira de Geografia Física

Homepage: www.ufpe.br/rbgfe



Modelos probabilísticos para eventos de precipitações extremas na cidade de Palmares-PE

Lucas Ravellys Pyrrho de Alcântara¹, Artur Paiva Coutinho², Severino Martins dos Santos Neto³, Tássia dos Anjos Tenório de Melo⁴, Larissa Fernandes Costa⁵, Larissa Virgínia da Silva Ribas⁶, Antonio Celso Dantas Antonino⁷, Edevaldo Miguel Alves⁸

¹ Estudante do Programa de Pós-Graduação em Tecnologias Energéticas e Nucleares, Departamento de Energia Nuclear, Universidade Federal de Pernambuco, Av. Prof. Luiz Freire, 1000, Cidade Universitária, Recife, Pernambuco, CEP 50.740-545. Email: ravellyspyrrho@gmail.com; ² Prof. Da UFPE, Centro Acadêmico do Agreste. E-mail: arthur.coutinho@yahoo.com.br; ³ Estudante do Programa Pós-Graduação em Tecnologias Energéticas e Nucleares. E-mail: martinsdsn@gmail.com; ⁴ Profa. Da UFPE, Centro de Ciências Agrárias. E-mail: melo.tassia@yahoo.com.br; ⁵ Estudante do Programa Pós-Graduação em Tecnologias Energéticas e Nucleares. E-mail: larissafcosta@hotmail.com; ⁶ Estudante do Programa Pós-Graduação em Tecnologias Energéticas e Nucleares. E-mail: larissa.vribas@hotmail.com; ⁷ Prof. do Departamento de Energia Nuclear da UFPE. E-mail: acdantonino@gmail.com; ⁸ Prof. Da UFPE, Centro Acadêmico do Agreste. E-mail: evaldofisica@gmail.com

Artigo recebido em 15/11/2018 e aceito em 22/03/2019

RESUMO

A estimativa da probabilidade de ocorrência de eventos de precipitações pluviométricas máximas pode ser realizada a partir da associação entre as séries hidrológicas e modelos probabilísticos. O presente trabalho tem por objetivo avaliar a aderência da distribuição empírica de Precipitações Diárias Máximas Anuais (PDMA), as distribuições teóricas de probabilidade de Gumbel, Log-Normal de dois parâmetros, Generalizada de Valores Extremos, Fréchet, Weibull para 2 e 3 parâmetros, Gama, Pearson e Log-Pearson para 3 parâmetros. Foi utilizada uma série histórica de precipitação máxima diária anual oriunda da cidade de Palmares-PE, a partir de dados obtidos da Agência Nacional de Águas (ANA). Para avaliar a qualidade de aderência das distribuições, foram utilizados os testes de aderência de Anderson Darling (AD), Kolmogorov-Smirnov (KS) e o teste Qui-Quadrado de Pearson (χ^2). Para quantificação da qualidade dos ajustes estatísticos utilizou-se do coeficiente de determinação (R^2). As distribuições de Fréchet e Weibull II não apresentaram aderência a distribuição empírica de frequência. A distribuição de Gumbel foi a que apresentou maior aderência à distribuição empírica de acordo com o teste Qui-Quadrado de Pearson (χ^2), enquanto que a GVE e a Pearson III aos testes AD e KS, respectivamente.

Palavras-chave: hidrologia estatística, tempo de retorno, chuvas intensas, variáveis aleatórias.

Probabilistic modeling for extreme rainfall events in the city of Palmares - PE

ABSTRACT

To analyze and estimate the likelihood of new extreme precipitation events, hydrological data records and probabilistic mathematical modeling can be used associated with different recurrence frequencies. The objective of this study was to adjust the PDMA of the city of Palmares-PE, based on data obtained from the National Water Agency (ANA), the Gumbel probability distributions, Log-Normal of two Parameters, Generalized Extreme Values, Fréchet, Weibull for 2 and 3 parameters, Range, Pearson and Log-Pearson for 3 parameters. In order to evaluate the statistical distributions, the Anderson Darling (AD), Kolmogorov-Smirnov (KS) and Pearson Chi-Square (χ^2) tests were used, and the quantification of the quality of the statistical adjustments was done using coefficient of determination (R^2). Among the probabilistic distributions analyzed, the only ones that do not fit are the distributions of FRÉCHET and Weibull II. The Gumbel distribution was the best fit for Pearson Chi-square test (χ^2), and GVE and Pearson III, respectively, for the AD and KS tests.

Keywords: hydrology statistics, return time, intense rain, extreme events, random variables.

Introdução

Devido ao grande aumento das atividades antrópicas que resultam na emissão de gases do efeito estufa (dióxido de carbono, o metano, oxido nítrico, entre outros) na atmosfera, a temperatura média global tem crescido anualmente, e isto tem um efeito direto na precipitação (IPCC, 2013). Phillip (2011) afirma que o aumento na temperatura global resulta na diminuição da capacidade de retenção na atmosfera, o que aumenta as precipitações. Esse fenômeno pode aumentar o número e a frequência de episódios de chuvas extremas, que quando não previstos e controlados, podem acarretar em danos agrícolas, ambientais, econômicos e até mesmo sociais.

O Brasil vem apresentando um crescimento no número de desastres naturais que pode ser efeito direto das atividades antrópicas e da industrialização. Por sua vez, Pernambuco, mais especificamente a cidade de Palmares, localizada na mesorregião da mata sul do estado, enfrentou, em 2010, um dos maiores desastres naturais do país decorrente de enxurradas e inundações, no qual 16.862 casas foram destruídas/danificadas; 4.478 km de estradas destruídas/danificadas; 142 Pontes destruídas/danificadas; 26.966 pessoas desabrigadas e 55.643 pessoas desalojadas (Banco Mundial, 2010). Para evitar tais infortúnios, o estudo de eventos hidrológicos é de grande importância para a gestão dos recursos hídricos.

Os eventos hidrológicos, devido a sua extrema complexidade, só podem ser interpretados matematicamente por meio de processos estocásticos, diferindo entre si através do local e época em que ocorrem (Righetto, 1998). Para analisar e estimar a probabilidade de eventos de precipitação máxima associada a um tempo de retorno, os registros de dados hidrológicos e modelagens matemáticas probabilísticas podem ser utilizados (Franco et al., 2014). Distribuições probabilísticas multi-parâmetros podem ser utilizadas para a geração de equações de intensidade-duração-frequência (IDF), assim como para a estimativa de hietogramas de precipitação e no caso da necessidade de determinação de hidrogramas de projeto associados a um tempo de retorno específico, que podem ser utilizados para construção de obras hidráulicas de contenção e drenagem (Beskow et al., 2015).

No estudo de eventos estatísticos extremos, Naghettini e Pinto (2007) ressaltam a teoria assintótica de valores extremos na qual demonstra que as funções extremas em seus limites tendem a três tipos de formas funcionais que se diferenciam dependendo da posição caudal a qual

se deseja ressaltar, sendo elas a forma dupla exponencial (Tipo I), a forma exponencial simples (Tipo II) e a forma com limite superior para máximos ou inferior para mínimos (Tipo III).

Vários estudos já foram realizados com a utilização de diversas distribuições contínuas de probabilidade, como as sugeridas por Naghettini e Pinto (2007): Gumbel (máximos), Log-Normal de dois parâmetros (LN II), Generalizada de Valores Extremos (GVE), Fréchet (máximos), Weibull para 2 parâmetros (Weibull II), Weibull para 3 parâmetros (Weibull III), Gama, Pearson para 3 parâmetros (Pearson III) e Log-Pearson para 3 parâmetros (LP-III). Em geral, os autores utilizam a distribuição de Gumbel (Assintótica de máximo Tipo I) para caracterizar os eventos hidrológicos extremos pelas suas inúmeras aplicações na determinação de relações intensidade-duração-frequência de precipitações intensas e estudos de vazões em enchentes (Righetto, 1998).

Coutinho et al. (2013) comprovaram a aderência da distribuição de Gumbel, utilizando o teste Kolmogorov-Smirnov (KS) ao nível de significância de 5%, para os municípios da mesorregião do estado de Pernambuco com séries variando entre 16 e 99 anos. Esse fato também foi comprovado por Pereira et al. (2017) para o município de Ipameri-GO com a série de dados entre 1977 e 2016, pelos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov, Qui-Quadrado de Pearson e Anderson-Darling. Sousa et al. (2016) utilizaram a distribuição de Gumbel para a determinação dos Riscos de chuvas extremas nas capitais do Nordeste brasileiro no período de 1991 a 2012. Também no Nordeste, foram determinadas equações de intensidade-duração-frequência por Silva e Oliveira (2017) em 2042 estações pluviométricas com séries históricas de pelo menos 15 anos contínuas, sendo utilizada a distribuição de Gumbel para máximos e apresentaram ajustes satisfatórios com o teste Qui-Quadrado. As precipitações máximas diárias anuais estudadas no do município de Formiga-MG nos períodos de 1925 a 1937 e 1976 a 2014 (exceto os anos de 1989 e 2006) por Borges e Thebaldi (2016) aderiram melhor à distribuição de Gumbel, pelo teste do Qui-Quadrado, que as distribuições de Fréchet, Gama, Log-Normal com dois e três parâmetros.

Silva et al. (2012) em seu trabalho sobre equações de chuvas intensas em localidades do estado de Pernambuco, utilizou 12 estações pluviográficas e 11 estações pluviométricas com séries de dados entre 10 e 34 anos, afirmando que a distribuição de Weibull se adequou melhor às

series pluviográficas que a distribuição de Gumbel, segundo o teste KS a 5% de significância. Porém, os dados pluviométricos apresentaram melhores ajustes à distribuição de Gumbel para as estações de Belo Jardim, Serrolândia e Vertentes, enquanto que os postos de Araripina, Bezerros, Custódia, Jutaí, Salgueiro, Tabira e Triunfo se adequaram melhor à distribuição de Weibull. De modo semelhante ao comparar essas duas distribuições em postos pluviométricos do estado de Sergipe-PE, Aragão et al. (2012) determinaram um melhor ajuste da distribuição de Weibull em 44 postos dos 48 analisados.

Para Cuiabá-MT, Alves et al. (2013) modelaram dados de chuva diários máximos anuais com as funções de Gumbel e Generalizada de Valores Extremos (GVE) em um período de 22 anos, e obteve melhores ajustes a essa segunda em relação a primeira com o teste de Anderson-Darling e Kolmogorov-Smirnov. Já, no estado do Rio Grande do Sul, com um número maior de estações pluviométricas (342 estações) com pelo menos 10 anos de dados contínuos sem apresentar falhas, Caldeira et al. (2015) ao utilizar a distribuição Log-Normal de 2 e 3 parâmetros e a distribuição de Gumbel, obteve melhor ajuste, com o teste Qui-Quadrado ao nível de significância de 5%, a distribuição Log-Normal de 3 parâmetros. Também no Rio Grande do Sul, Beskow et al. (2015) obteve melhor ajuste à distribuição Kappa seguida pela GVE em comparação as distribuições de Gumbel e Log-Normal. Em relação a modelos hidrológicos correlacionado a vazões, as distribuições probabilísticas teóricas de Weibull, Log-Normal, Gumbel (mínimos), Log-Pearson e Pearson de 3 parâmetros foram utilizadas por Finkler et al. (2015) para a determinação da vazão mínima anual e sazonal na bacia hidrográfica do Arroio Belo, para isso foi utilizados dados do posto com o menor número de falhas da região no período de 1971 a 2003. A distribuição Log-Pearson III demonstra maior precisão na representação dos dados anuais da série e a distribuição de Pearson III mostrou-se a mais adequada aos valores mensais.

Considerando esses estudos e sem o cuidado necessário, podem-se cometer equívocos ao utilizar a distribuição de Gumbel sem avaliar qual a função de densidade de probabilidade melhor se adequa a distribuição empírica em análise. E ao efetuar tal ação, erros na previsão de eventos hidrológicos podem ocorrer, os quais

podem resultar em sociais, ambientais e econômicas. Neste contexto, o presente trabalho visa ajustar as Precipitações Diárias Máximas Anuais (PDMA) da cidade de Palmares-PE às distribuições de probabilidade de Gumbel, Log-Normal de dois parâmetros, Generalizada de Valores Extremos, Fréchet, Weibull para 2 e 3 parâmetros, Gama, Pearson e Log-Pearson para 3 parâmetros.

Material e métodos

Localização e Caracterização da Área Experimental

A pesquisa foi realizada no município de Palmares, localizado na região da Mata Sul do estado de Pernambuco (Figura 1), a uma distância de 128 km para a capital, Recife, estando a uma latitude 08°41'00" sul e a uma longitude 35°35'30" oeste. O clima do município é tropical úmido com deficiência hídrica no verão e excedente hídrico no inverno, sua topografia é predominantemente ondulada, caracterizando-se por um conjunto de morros e colinas com altitudes não superiores a 120 m e pediplanos resultantes do alargamento do vale do rio Una e seus afluentes (Reis Neto, 2016).

Aquisição dos dados pluviométricos

Inicialmente, foi realizado o estudo pluviométrico a partir de dados obtidos da ANA (2018) oriundos do posto pluviométrico localizado no município (Figura 1). Realizou-se uma análise de uma série histórica de precipitação pluviométrica diária com dados entre os anos de 1934 e 2017, selecionando valores máximos das precipitações diárias anuais.

Distribuição Empírica

Os dados obtidos foram organizados em ordem decrescente e, a partir desses valores, foi determinada a função empírica que, de acordo Naghettini e Pinto (2007), pode ser obtida pela fórmula de Weibull (Equação 1).

$$F_{emp} = \frac{i}{n + 1} \quad (1)$$

em que: F_{emp} é a frequência empírica excedente; n é o tamanho da série histórica; e i é a posição ocupada pelo dado na série.

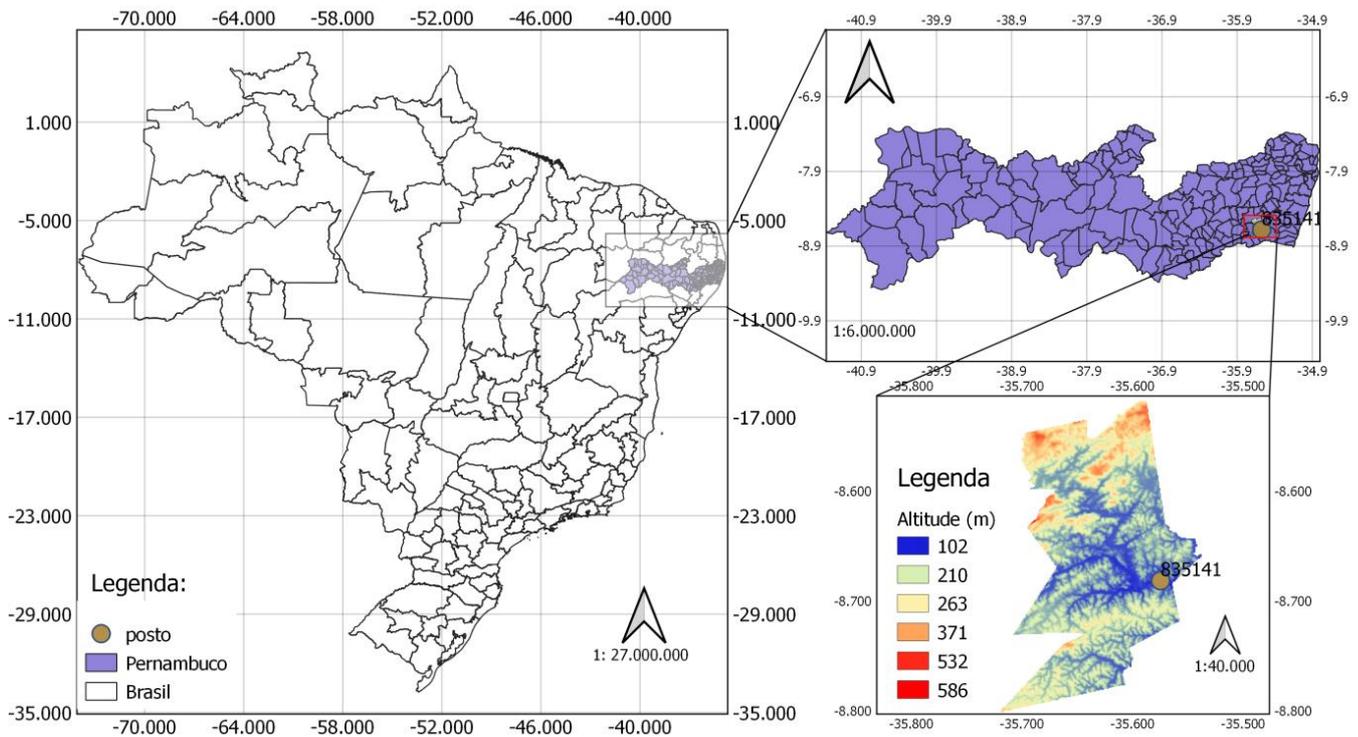


Figura 1. Mapa de Palmares com a localização da Plataforma de Coleta de Dados (Estação de Palmares Código 835141) utilizada na pesquisa, que é fornecida pela ANA (2018).

Distribuição Teórica

No estudo dos eventos hidrológicos é necessário um processo estocástico ou uma análise estatística do banco de dados históricos disposto em determinada região (Righetto, 1998). Para uma maior confiabilidade na utilização dessas análises é importante determinar a distribuição teórica que melhor condiz, de acordo com as hipóteses previamente estabelecidas. As precipitações extremas foram ajustadas às distribuições de probabilidade Gumbel (máximos), Log-Normal de dois parâmetros (LN II), Generalizada de Valores Extremos (GVE), Fréchet (máximos), Weibull para 2 parâmetros (Weibull II), Weibull para 3 parâmetros (Weibull III), Gama, Pearson para 3 parâmetros (Pearson III) e Log-Pearson para 3 parâmetros (LP-III).

Essas distribuições são indicadas por Naghettini e Pinto (2007) para eventos extremos

máximos e já foram utilizadas em diversos trabalhos para modelagem de eventos extremos (Aragão et al., 2013; Silva et al., 2012; Coutinho et al., 2013; Beskow et al., 2015; Borges e Thebaldi, 2016; Caldeira et al., 2015; Pereira et al., 2017). As funções densidade de probabilidade (FDP) são demonstradas no Quadro 1.

A função de probabilidades acumuladas excedentes (F_{exc}) (Quadro 2) é denominada como a probabilidade de determinado evento de chuva ser igualado ou superado ($P[X \geq x]$), para distribuições de variáveis contínuas pode ser obtida através da Equação 2.

$$F_{exc}[x] = 1 - \int_{-\infty}^x FDP[x] dx \quad (2)$$

em que: FDP é a Função Densidade de Probabilidade (Quadro 1) e x é a variável aleatória contínua.

Quadro 1. Função Densidade de Probabilidade e suas respectivas distribuições.

| Distribuição | Função Densidade de Probabilidade |
|--------------|--|
| GUMBEL | $F[x] = \frac{1}{\alpha} \text{Exp} \left[-\frac{x - \beta}{\alpha} - \text{Exp} \left[-\frac{x - \beta}{\alpha} \right] \right]$ |
| LN II | $F[x] = \frac{1}{x * \sigma_{ln} * \sqrt{2 * \pi}} * \text{Exp} \left[-0.5 * \left(\frac{\text{Log}[x] - \mu_{ln}}{\sigma_{ln}} \right)^2 \right]$ |
| GVE | $F[x] = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \kappa * \left(\frac{x - \beta}{\alpha} \right) \right]^{\frac{1}{\kappa-1}} \left[\text{Exp} \left[- \left[1 - \kappa * \left(\frac{x - \beta}{\alpha} \right) \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right] \right]$ |
| FRÉCHET | $F[x] = \frac{\theta}{y_0} * \left(\frac{y_0}{x} \right)^{\theta+1} \text{Exp} \left[- \left(\frac{y_0}{x} \right)^\theta \right]$ |
| WEIBULL II | $F[x] = \frac{\alpha}{\beta} * \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha-1} \text{Exp} \left[- \left(\frac{x}{\beta} \right)^\alpha \right]$ |
| WEIBULL III | $F[x] = \alpha * \left(\frac{x - \xi}{\beta - \xi} \right)^{\alpha-1} \text{Exp} \left[- \left(\frac{x - \xi}{\beta - \xi} \right)^\alpha \right]$ |
| GAMA | $F[x] = \frac{\left(\frac{x}{\theta} \right)^{\eta-1} * \text{Exp} \left[- \left(\frac{x}{\theta} \right) \right]}{\theta * \Gamma[\eta]}$ |
| PEARSON III | $F[x] = \frac{\left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} * \text{Exp} \left[- \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right) \right]}{\alpha * \Gamma[\beta]}$ |
| LP III | $F[x] = \frac{\left(\frac{\text{LN}[x] - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} * \text{Exp} \left[- \left(\frac{\text{LN}[x] - \gamma}{\alpha} \right) \right]}{\alpha * \Gamma[\beta]}$ |

Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

Quadro 2. Função Densidade de Probabilidade Acumulada Excedente e suas respectivas distribuições.

| Distribuição | Função de Probabilidade Acumulada Excedente |
|--------------|--|
| GUMBEL | $F_{exc}[x] = 1 - \text{Exp} \left[-\text{Exp} \left[-\frac{x - \beta}{\alpha} \right] \right]$ |
| LN II | $F_{exc}[x] = \int_x^{+\infty} \frac{1}{x * \sigma_{ln} * \sqrt{2} * \pi} * \text{Exp} \left[-0.5 * \left(\frac{\text{Log}[x] - \mu_{ln}}{\sigma_{ln}} \right)^2 \right] dx$ |
| GVE | $F_{exc}[x] = 1 - \text{Exp} \left[-\left(1 - \kappa * \left(\frac{x - \beta}{\alpha} \right) \right)^{1/\kappa} \right]$ |
| FRÉCHET | $F_{exc}[x] = 1 - \text{Exp} \left[-\left(\frac{y_0}{x} \right)^\theta \right]$ |
| WEIBULL II | $F_{exc}[x] = 1 - \left(1 - \text{Exp} \left[-\left(\frac{x}{\beta} \right)^\alpha \right] \right)$ |
| WEIBULL III | $F_{exc}[x] = 1 - \left(1 - \text{Exp} \left[-\left(\frac{x - \xi}{\beta - \xi} \right)^\alpha \right] \right)$ |
| GAMA | $F_{exc}[x] = \int_x^{+\infty} \frac{\left(\frac{x}{\theta} \right)^{\eta-1} * \text{Exp} \left[-\left(\frac{x}{\theta} \right) \right]}{\theta * \Gamma[\eta]} dx$ |
| PEARSON III | $F_{exc}[x] = \int_x^{+\infty} \frac{\left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} * \text{Exp} \left[-\left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right) \right]}{\alpha * \Gamma[\beta]} dx$ |
| LP III | $F_{exc}[x] = \int_x^{+\infty} \frac{\left(\frac{\text{LN}[x] - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} * \text{Exp} \left[-\left(\frac{\text{LN}[x] - \gamma}{\alpha} \right) \right]}{\alpha * \Gamma[\beta]} dx$ |

Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

Sendo x a variável aleatória contínua, da qual corresponde à precipitação diária máxima anual; e os outros parâmetros são determinados no Quadro 3.

Estimativa dos Parâmetros

Para a estimativa dos parâmetros das Funções Densidade de Probabilidade e Funções Densidade de Probabilidade Acumulada apresentadas no Quadro 1 e Quadro 2, respectivamente. Naghettini e Pinto (2007)

demonstraram três métodos, sendo estes o método dos momentos (MOM), o método de máxima verossimilhança (MVS) e métodos dos momentos-L (MML). O método abordado nesse trabalho será o MOM, devido a sua presteza na obtenção dos resultados. Seus parâmetros são obtidos igualando os valores de média, variância e coeficiente de assimetria (para distribuições de três parâmetros) amostral ao populacional. Os valores esperados (média) e a variância para cada tipo de distribuição são demonstrados no Quadro 4 e o coeficiente de assimetria é exibido no Quadro 5.

2 Quadro 3. Descrição dos Parâmetros que compõem as distribuições analisadas

| Distribuição | Parâmetros das distribuições | | |
|---------------------|--|---------------------|---|
| GUMBEL | α | | β |
| | parâmetro de escala | | parâmetro de posição |
| LN II | μ_{ln} | | σ_{ln} |
| | parâmetro relacionado ao primeiro momento amostral | | parâmetro relacionado ao segundo momento amostral |
| GVE | κ | α | β |
| | parâmetro de forma | parâmetro de escala | parâmetro de posição |
| FRÉCHET | y_0 | | θ |
| | parâmetro de escala | | parâmetro de forma |
| WEIBULL II | α | | β |
| | parâmetro de forma | | parâmetro de escala |
| WEIBULL III | α | B | ξ |
| | parâmetro de forma | parâmetro de escala | parâmetro de ajuste a três parâmetros |
| GAMA | Θ | | η |
| | parâmetro de escala | | parâmetro de forma |
| PEARSON III | α | β | γ |
| | parâmetro de escala | parâmetro de forma | coeficiente de assimetria |
| LP III | α | β | γ |
| | parâmetro de escala | parâmetro de forma | coeficiente de assimetria |

3

Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

1 Quadro 4. Média e Variância da FDP.

| Distribuição | Média (E[x]) | Variância (σ^2) |
|--------------|--|---|
| GUMBEL | $E[x] = \beta + 0.5772\alpha$ | $\sigma^2 = \frac{\pi^2 * \alpha^2}{6}$ |
| LN II | $E[x] = Exp\left[\mu_{ln} + \frac{\sigma_{ln}^2}{2}\right]$ | $\sigma^2 = E[x]^2 * (Exp[\sigma_{ln}^2] - 1)$ |
| GVE | $E[x] = \beta + \frac{\alpha}{\kappa} * (1 - \Gamma[1 + \kappa])$ | $\sigma^2 = \frac{\alpha}{\kappa} * (\Gamma[1 + 2 * \kappa] - \Gamma^2[1 + \kappa])$ |
| FRÉCHET | $E[x] = y_o \Gamma\left[1 - \frac{1}{\theta}\right]$ | $\sigma^2 = y_o^2 \left(\Gamma\left[1 - \frac{2}{\theta}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{\theta}\right]\right)$ |
| WEIBULL II | $E[x] = \beta \Gamma\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]$ | $\sigma^2 = \beta^2 \left(\Gamma\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]\right)$ |
| WEIBULL III | $E[x] = \xi + (\beta - \xi) \Gamma\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]$ | $\sigma^2 = (\beta - \xi)^2 \left(\Gamma\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]\right)$ |
| GAMA | $E[x] = \eta\theta$ | $\sigma^2 = \eta\theta^2$ |
| PEARSON III | $E[x] = \alpha\beta + \gamma$ | $\sigma^2 = \alpha^2\beta$ |
| LP III | $E[Ln[x]] = \alpha\beta + \gamma$ | $\sigma_{ln}^2 = \alpha^2\beta$ |

2 Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

3 Quadro 5. Coeficiente de Assimetria da FDP, para distribuições com 3 parâmetros.

| Distribuição | Coeficiente de Assimetria (γ) |
|--------------|---|
| GVE | $\gamma = \frac{\kappa - \Gamma[1 + 3\kappa] + 3\Gamma[1 + \kappa]\Gamma[1 + 2\kappa] - 2\Gamma^2[1 + \kappa]}{ \kappa (\Gamma[1 + 2 * \kappa] - \Gamma^2[1 + \kappa])^{3/2}}$ |
| WEIBULL III | $\gamma = \frac{-\Gamma\left[1 + \frac{3}{\alpha}\right] + 3\Gamma\left[1 + \frac{2}{\alpha}\right]\Gamma\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right] - 2\Gamma^2\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]}{\left(\Gamma\left[1 + \frac{2}{\alpha}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{\alpha}\right]\right)^{3/2}}$ |
| PEARSON III | $\gamma = \frac{2}{\sqrt{\beta}}$ |

| | |
|--------|--|
| LP III | $\gamma_{ln} = \frac{2}{\sqrt{\beta}}$ |
|--------|--|

4

Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

Teste de Aderência

Para avaliar a aderência das distribuições estatísticas teóricas à distribuição empírica de probabilidade, se F_{exc} é adequada a F_{emp} , foram utilizados os testes de aderência de Anderson Darling (AD), Kolmogorov-Smirnov (KS) e o teste Qui-Quadrado de Pearson (χ^2). No Quadro 6 são apresentadas as equações utilizadas

Para a quantificação da qualidade dos ajustes estatísticos, utilizou-se o coeficiente de determinação (R^2) (Equação 3). Esse parâmetro

1
2

determina a correlação da variância nos valores experimentados que podem ser atribuídos aos observados. Para ele é esperado o valor de 100%.

$$R^2 = \frac{(n * (\sum Mi * Ti) - \sum Mi * \sum Ti)^2}{(n * \sum Ti^2 - (\sum Ti)^2) * (n * \sum Mi^2 - (\sum Mi)^2)} \quad (3)$$

em que: Mi são os valores calculados pelos modelos; Ti os valores observados das séries históricas; e n é o número total de dados.

Quadro 6. Descrição e estatísticas dos testes de aderência para variáveis aleatórias contínuas.

| Teste | Estatística | Descrição |
|----------|---|--|
| AD | $\int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{[F_{emp} - F_{exc}]^2}{F_{exc}[1 - F_{exc}]} * FDP \right) dx$ | É um teste não paramétrico que procura ponderar mais fortemente as caudas das distribuições. |
| KS | $D_N = \sup_{-\infty < x < \infty} F_N(x) - F(x) $ | É um teste não paramétrico, cuja estatística tem como base a diferença máxima entre as funções de probabilidades acumuladas, empírica e teórica. |
| χ^2 | $\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{[F_{emp} - F_{exc}]^2}{F_{emp}}$ | É um teste que utiliza a diferença quadrática entre os valores observados e os valores teóricos. |

Fonte: Adaptado de Naghettini e Pinto (2007).

Resultados

A distribuição de precipitações máximas diárias registradas para a série histórica adotada é apresentada na Figura 2. O menor valor encontrado para a precipitação diária máxima anual foi no ano de 1968 com o valor de 28,50 mm, enquanto que o maior valor observado foi de 161,90 mm, no ano de 1964. A precipitação média para esta estação é de 78,77 mm, com um desvio padrão de 26,47 mm. A linha de tendência (Figura 2) demonstra um decréscimo das chuvas diárias extremas no período de 1934 a 2017 no município de Palmares.

Os parâmetros ajustados para cada distribuição são observados na Tabela 1. Podem-se perceber valores dos parâmetros de escala e posição próximos para a distribuição de Gumbel e GVE, fato esperado em virtude do baixo valor do parâmetro de forma (κ), visto que para κ tendendo a zero, a distribuição GVE tende a distribuição de Gumbel (Naghettini e Pinto, 2007). De modo semelhante, os parâmetros de escala e forma são bastante semelhantes para as distribuições Gama e Pearson III. Para a distribuição de Weibull de 2 e 3 parâmetros, é notória a diferença no parâmetro de

forma (α), cerca de 42%, e o parâmetro de escala (β) teve uma leve diferença de 4%.

Os resultados dos testes de aderência aplicados aos ajustes de probabilidade e o coeficiente de determinação são mostrados na Tabela 2. As distribuições são consideradas satisfatórias caso os valores obtidos sejam maiores que 0.95, ou seja, com significância probabilística de 5%. As distribuições de Fréchet e Weibull II não foram consideradas satisfatórias para o ajuste da

série em estudo em nenhum dos testes realizados. No que se refere ao teste Anderson Darling (AD), este teste apresentou o melhor ajuste à distribuição GVE. A distribuição de Pearson para 3 parâmetros obteve a melhor adequação em relação ao teste KS, indicando uma menor divergência dos dados em relação à diferença empírica e teórica máxima para o Pearson III.

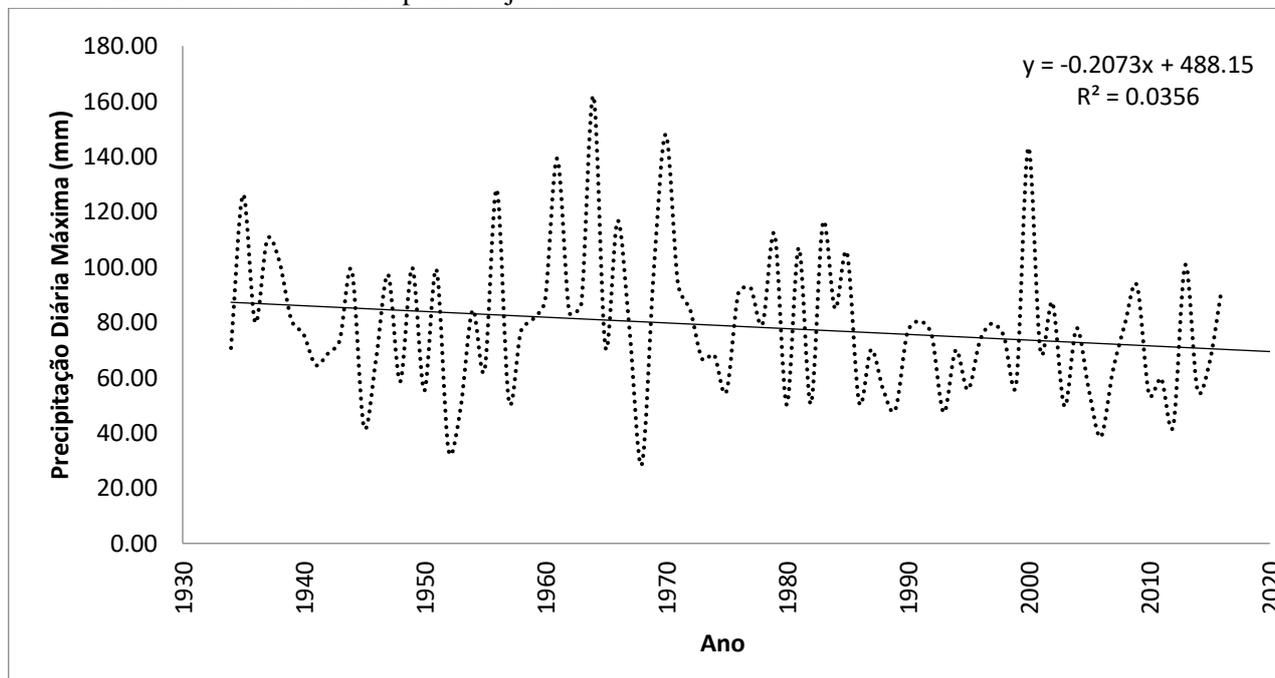


Figura 2. Precipitação Diária Máxima ao longo de 1934 a 2017 para Palmares-PE (linha tracejada), com a sua respectiva linha de tendência (linha contínua).

Tabela 1. Parâmetros estimados para cada distribuição de variáveis aleatórias pelo método dos momentos.

| Distribuição | Parâmetros | | |
|--------------|-------------------|----------------------|------------------|
| GUMBEL | α : 66,85 | β : 20,64 | |
| LN II | μ_{ln} : 4,31 | σ_{ln} : 0,34 | |
| GVE | κ : 0,07 | α : 67,27 | β : 22,38 |
| FRÉTCHET | y_0 : 64,06 | θ : 3,81 | |
| WEIBULL II | α : 3,27 | β : 87,84 | |
| WEIBULL III | α : 1,80 | β : 84,49 | ξ : 32,78 |
| GAMA | θ : 8,90 | η : 8,85 | |
| PEARSON III | α : 8,99 | β : 8,68 | γ : 0,78 |
| LP III | α : 0,03 | β : 177,37 | γ : -0,18 |

Tabela 2. Resultado dos Testes de Aderência.

Teste de Aderência

| Distribuição de variável aleatória contínua | Anderson-Darling | Kolmogorov-Smirnov | Qui-Quadrado |
|--|-------------------------|---------------------------|---------------------|
| GUMBEL | 99,938% | 99,837% | 98,713% |
| LN II | 99,975% | 99,844% | 97,409% |
| GVE | 99,996% | 99,837% | 98,177% |
| FRÉCHET | 51,117% | 58,525% | 88,256% |
| WEIBULL II | 73,384% | 93,073% | 89,798% |
| WEIBULL III | 99,828% | 99,841% | 98,168% |
| GAMA | 99,887% | 99,998% | 95,650% |
| PEARSON III | 99,891% | 99,998% | 95,650% |
| LP III | 99,806% | 99,837% | 97,117% |

Os valores dos coeficientes de determinação são demonstrados na Tabela 3. Os coeficientes de determinação obtiveram valores excelentes para todas as distribuições, sendo o menor deles de 97,33% na distribuição de Fréchet e o maior para a distribuição GVE, com coeficiente de determinação de 99,67%.

No Quadro 7 é apresentado o Ranking, em ordem crescente, para os testes de aderência de

cada distribuição. É possível perceber que a pior distribuição é a de Fréchet seguida por Weibull II em todos os casos. Na Figura 3 é apresentado o comportamento da série de precipitações máximas diárias anuais, com a frequência de precipitação observada (F_{emp}) e a curva de distribuição estimada pelos modelos teóricos (F_{exc}).

Tabela 3. Coeficiente de Determinação (R^2) para as distribuições analisadas organizado em ordem crescente.

| | |
|--------------------|---------|
| FRÉCHET | 97,330% |
| WEIBULL | 98,796% |
| LP III | 99,440% |
| WEIBULL III | 99,534% |
| GAMA | 99,642% |
| PEARSON III | 99,644% |
| GUMBEL | 99,538% |
| LN II | 99,576% |
| GVE | 99,665% |

Quadro 7. Ranking de Aderência para cada método em ordem crescente da qualidade ao ajuste.

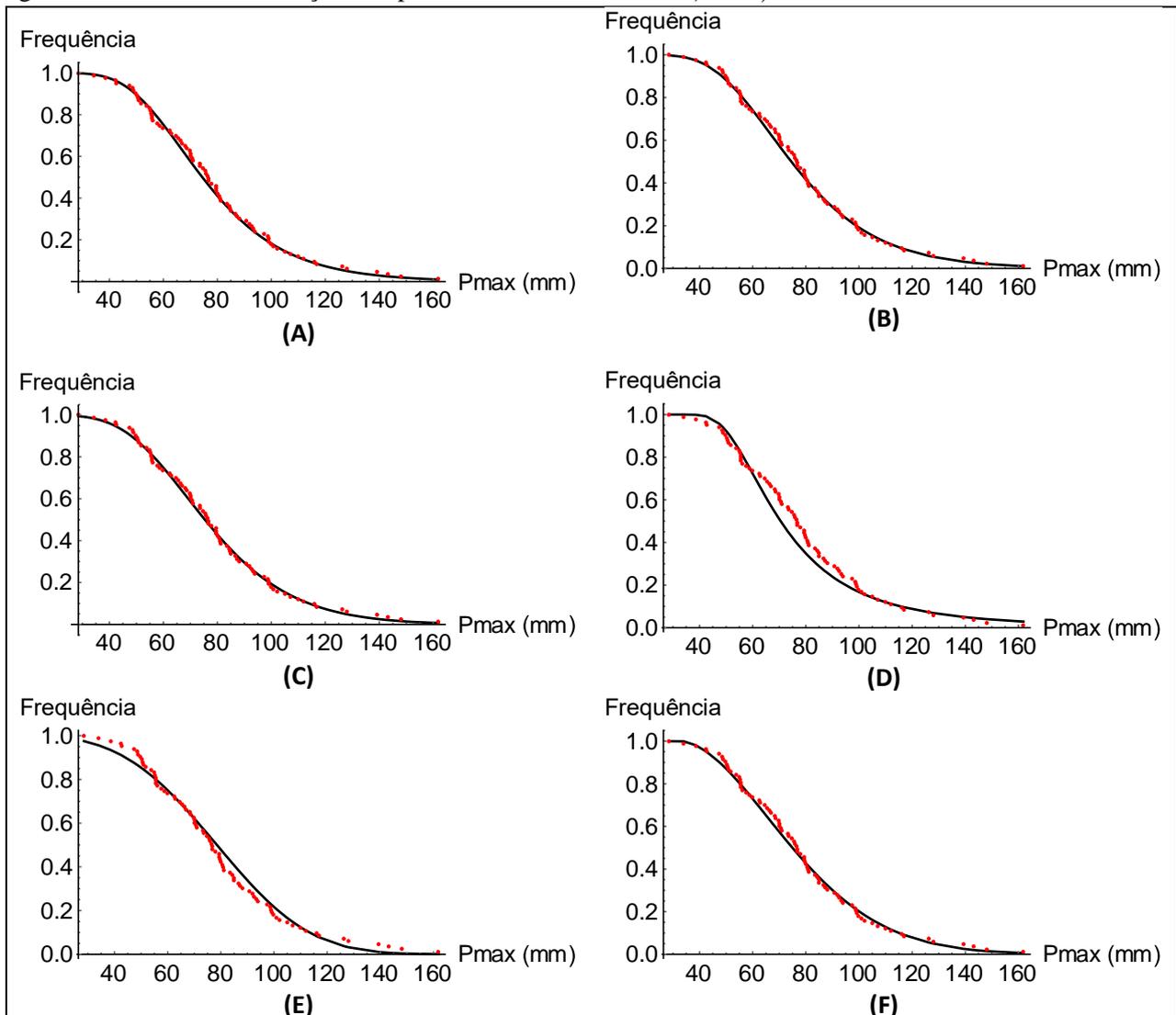
| AD | KS | χ^2 |
|-------------|-------------|----------------------------|
| FRÉCHET | FRÉCHET | FRÉCHET |
| WEIBULL II | WEIBULL II | WEIBULL II |
| LP III | GVE | GAMA |
| WEIBULL III | LP III | PEARSON III |
| GAMA | GUMBEL | LP III |
| PEARSON III | WEIBULL III | LN II |
| GUMBEL | LN II | WEIBULL III |
| LN II | GAMA | GVE |
| GVE | PEARSON III | GUMBEL |

Discussão

Detectou-se uma tendência negativa quanto a PDMA ao longo dos anos. Esse fato corrobora com os resultados obtidos com Nóbrega, Farias e Santos (2015), do qual evidenciaram a diminuição dos padrões pluviométricos (chuva total anual, chuva máxima total de 5 dias, dias extremamente chuvosos, dias consecutivos chuvosos e precipitação máxima de 1 dia) ao longo dos anos na Zona da Mata.

A determinação de funções que descrevam eventos extremos diários de chuva é extremamente importante em bacias que apresentam cheias decorrentes de eventos intensos de precipitação, logo a escolha da distribuição de probabilidade

mais adequada é essencial para a estimativa das precipitações associada à probabilidade de excedência, bem como para avaliação do tempo de recorrência de eventos medidos. Nesta pesquisa, a distribuição de Fréchet não se aderiu à frequência empírica de precipitações máximas diárias, ao nível de significância de 5%. Borges e Thebaldi (2016) também determinaram falha na aderência dessa distribuição em dados de chuva, de fato, tal distribuição foi utilizada pela primeira vez em 1927 por Fréchet (transformando a distribuição de Gumbel para forma logarítmica) para vazões de enchentes, o que indica que em análises de precipitação esta não é aplicável (Naghetini e Pinto, 2007).



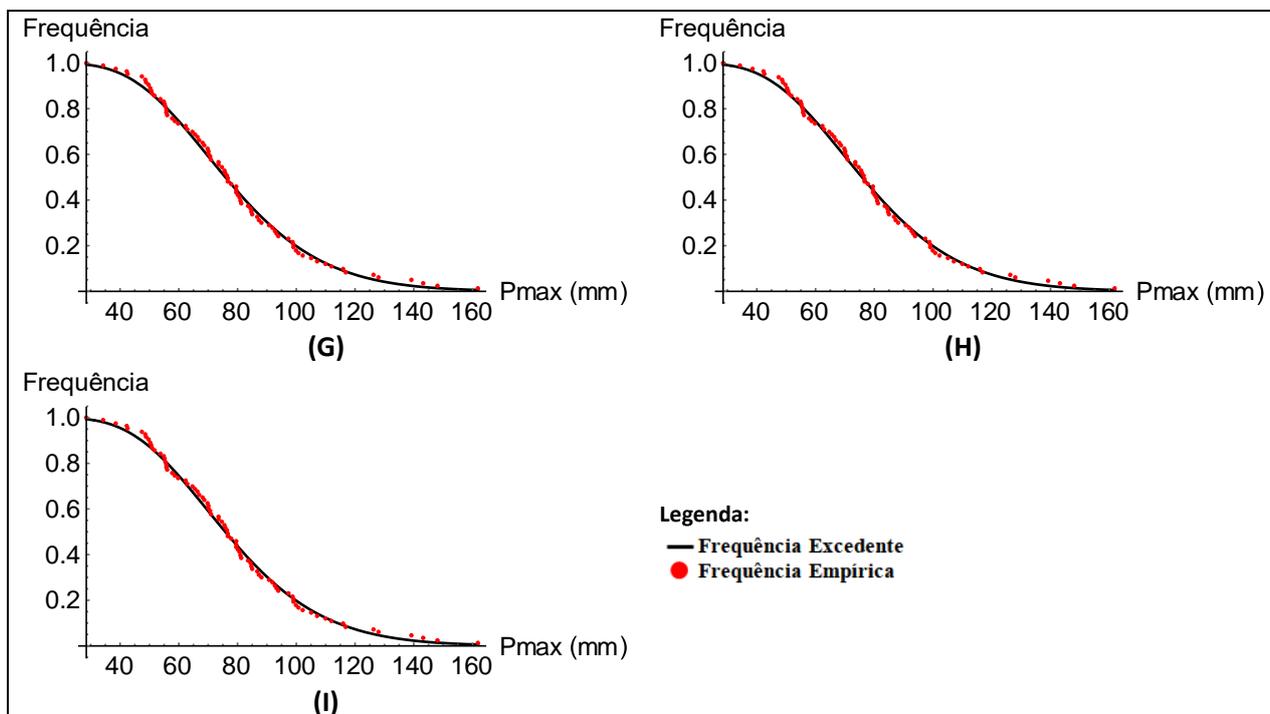


Figura 3. Distribuições dos modelos probabilísticos para a cidade de Palmares-PE, sendo: (A) GUMBEL; (B) LN II; (C) GVE; (D) FRÉCHET; (E) WEIBULL II; (F) WEIBULL III; (G) GAMA; (H) PEARSON III; (I) LP III).

Outra distribuição da qual também não apresentou um bom ajuste aos testes a um nível de 5% de significância foi a Weibull II. Esse fato vai contra os encontrados na literatura, onde várias vezes são determinadas como excelentes as distribuições a dois parâmetros (Silva et al., 2012; Aragão et al., 2013; Finkler et al., 2015), isso ocorre possivelmente pelo fato de ser utilizado como teste de aderência o Kolmogorov-Smirnov (KS), e o fato desse teste só levar em consideração a diferença máxima da distribuição, pode levá-lo a cometer alguns equívocos. O erro cometido na cidade de Palmares pela distribuição de Weibull II pode ser corrigido inserindo um parâmetro de ajuste (ξ), tornando viável a utilização de distribuição de Weibull com 5% de significância.

Em geral, como afirmado anteriormente, a distribuição mais utilizada na literatura para ajustes extremos máximos é a de Gumbel (Aragão et al., 2013; Silva et al., 2012; Coutinho et al., 2013; Finkler et al., 2015; Caldeira et al., 2015; Borges e Thebaldi, 2016; Pereira et al., 2017; Silva e Oliveira, 2017). Essa conjuntura acontece graças à simplicidade de sua aplicação e a qualidade do ajuste serem bem próximos a outros métodos que necessitam de um análise mais rebuscada para obterem resultados pouco superiores (não tão significativos) ao de Gumbel. Nessa análise, o teste

do Qui-Quadrado (χ^2) apresentou a melhor adequação para a distribuição de Gumbel, assim como foi averiguado em Formiga-MG (Borges e Thebaldi, 2016) e em algumas cidades de Pernambuco (Silva et al., 2012).

Na determinação de parâmetros de chuvas intensas para as mesorregiões do estado de Pernambucano, Coutinho et al. (2013) analisaram a distribuição de Gumbel para a cidade de Palmares, considerando dados de 22 anos. Tal análise resultou em um desvio padrão maior (44,36 mm) em relação ao obtido neste estudo (26,47 mm), implicando em parâmetros de forma (58,17) e escala (34,58) divergentes aos encontrados (66,85 e 20,64, respectivamente). Mesmo com esses parâmetros, a distribuição de Gumbel demonstrou-se adequada conforme aplicação do método de aderência de Kolmogorov-Smirnov a 5%.

Em muitos trabalhos, a utilização de 3 parâmetros apresentou melhores ajustes em comparação as de 2 parâmetros (Caldeira et al., 2015; Beskow et al., 2015; Borges e Thebaldi, 2016). Para os dados em análise essa situação se repetiu para o GVE e Pearson III, onde aplicação dos testes AD e KS resultaram em melhor aderência, respectivamente. Segundo Franco et al. (2014), dentre os ajustes utilizados para a Sub-Bacia do Rio Verde – MG, as distribuições de

Gumbel e GVE foram consideradas as de melhor aderência aos testes de Filliben e Anderson Darling, respectivamente.

Na comparação da rigorosidade dos métodos de aderência, Beskow et al. (2015) e Franco et al. (2014) afirmam uma severidade do teste AD em comparação ao KS e ao χ^2 . Essa ocorrência pode ter ocorrido devido a maior precisão que o teste de Anderson Darling apresentou nas caudas superior e inferior da distribuição (Naghetini e Pinto, 2007). Corroborando com os resultados mencionados, o teste que apresentou maior rigor quanto às distribuições foi o de Anderson Darling, com média geométrica e aritmética de 0,88 e 0,91, respectivamente, para todos os métodos. Todavia, o teste de χ^2 para os métodos que obtiveram aderência com significância maior que 5% apresentou valores mais rigorosos que o teste AD.

Nota-se uma boa aderência entre a distribuição de valores observados (Frequência Empírica) e os estimados pela distribuição teórica (Frequência Excedente), sendo exceções apenas a Figura 3.D e 3.E, que são as distribuições de Fréchet e Weibull II, respectivamente. No geral, todas as outras distribuições são extremamente similares, sendo visualmente indetectável alguma diferença.

Conclusões

A distribuição das chuvas em Palmares-PE apresentou variabilidade em relação a seus valores diários anuais extremos, apresentando uma tendência de decréscimo da precipitação máxima diária anual ao longo dos anos analisados (1934 a 2017).

Constatou-se que, dentre as distribuições probabilísticas analisadas, as únicas que não se adequam ao município de Palmares são as distribuições de Fréchet e Weibull II, indicando a não aceitação desses modelos para chuvas máximas.

Para o município em estudo, a distribuição de Gumbel foi a melhor se ajustada ao teste Qui-Quadrado de Pearson (χ^2), e a GVE e a Pearson III aos testes AD e KS, respectivamente. De modo geral, para previsão de chuvas extremas, essas três distribuições (Gumbel, GVE e Pearson III) são as mais indicadas, sendo a GVE mais apropriada para frequências presentes nas caudas superiores ou

inferiores da distribuição (tempos de retorno maiores que 10 anos).

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), processo N° 465764/2014-2, da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), processo N° 88887.136369/2017-00 e da Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia de Pernambuco (FACEPE), processo: APQ-0498-3.07/17, por meio do projeto “Observatório Nacional da Dinâmica da Água e de Carbono no Bioma Caatinga (ONDACBC)”.

Referências

- Alves, A.V.P., Santos, G.B.S., Filho, F.C.M.M., Sanches, L., 2013. Análise dos métodos de estimativa para os parâmetros das distribuições de Gumbel e GEV em eventos de precipitações máximas na cidade de Cuiabá-MT. *Revista Eletrônica de Engenharia Civil* 6, 32-43.
- ANA. Agência nacional de Águas e Climas, 2001 Hidroweb: Sistema de informações hidrológicas. Disponível: <http://hidroweb.ana.gov.br>. Acesso: 05 Fevereiro 2018.
- Aragão, R., Santana, G.R., Costa, C.E. F.F., CRUZ, M.A.S., Figueiredo, E.E., 2013. Chuvas intensas para o estado de Sergipe com base em dados desagregados de chuva diária. *Engenharia Agrícola e Ambiental – UFCG* 3, 243–252.
- Banco Mundial, 2010. Avaliação de Perdas e Danos: Inundações Bruscas em Pernambuco. Davos: Banco Mundial.
- Beskow, S., Caldeira, T.L., Mello, C.R., Faria, L.C., Guede, H.A.S., 2015. Multiparameter probability distributions for heavy rainfall modeling in extreme Southern Brazil. *Journal of Hydrology: Regional Studies* 4, 123–133
- Borges, G.M.R., Thebaldi, M.S., 2016. Estimativa da precipitação máxima diária anual e equação de chuvas intensas para o município de Formiga, MG, Brasil. *Revista Ambiental de Água* 11, 898-902.
- Caldeira, L.T., Beskow, S., Mello, C.R., Farias, L.C., Souza, M.R., Guedes, H.A.S., 2015. Modelagem probabilística de eventos de precipitação extrema no estado do Rio Grande do Sul. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 19, 197-203.

- Coutinho, A. P., Ribas, L.V., Leite, L.L.L., Antonino, A. C. D., Cabral, J. J. S. P., Montenegro, S. M. G. L., Melo, T. A. T., 2013. Determinação de equações de chuvas intensas para municípios das mesorregiões do estado de Pernambuco através do método de Bell. XX Simpósio brasileiro de Recursos Hídricos, Bento Gonçalves/RS.
- Finkler, N.R., Mendes, L.A., Scheider, E.H.M., Bortolin, T.A., Scheider, V.E, 2015. Comparação de funções de distribuição de probabilidades na determinação de vazão mínima anual e sazonal. *Scientia Cum Industria* 3, 42-49.
- Franco, C.S., Marques, R.F.P.V., Oliveira, A.S., Oliveira, L.F.C, 2014. Distribuição de probabilidades para precipitação máxima diária na Bacia Hidrográfica do Rio Verde, Minas Gerais. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* 18, 735-741.
- IPCC. Intergovernmental Panel On Climate Change, 2013. Summary for policymakers: climate change 2013: the physical science basis: contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge: Cambridge University Press.
- Naghattini, M., Pinto, E. J. de A., 2007. Hidrologia Estatística. CPRM, Belo Horizonte.
- Nóbrega, R.S., Farias R.F.L., Santos, C.A.C., 2015. Variabilidade temporal e espacial da precipitação pluviométrica em Pernambuco através de índices de extremos climáticos. *Revista Brasileira de Meteorologia* 30, 171-180.
- Pereira, D.C., Duarte, L.R., Sarmento, A.P., 2017. Determinação da curva de intensidade, duração e frequência do município de Ipameri – Goiás. *Universidade Federal de Goiás, Regional Catalão* 2, 233-246.
- Phillip, R., 2011. Kit de Treinamento SWITCH: gestão integrada das águas na cidade do futuro. Módulo 4. Manejo de águas pluviais: explorando opções. 1. ed. São Paulo: ICLEI Brasil, p. 54.
- Reis Neto, A.F, 2016. Potencialidades e limitação para aplicação da Redução do Desmatamento e da Degradação Florestal (REDD) na mata atlântica pernambucana. Dissertação (Mestrado pelo Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente) - Universidade Federal de Pernambuco, Recife, p.103
- Righetto, A. M., 1998. Hidrologia e Recursos Hídricos. EESC/USP, São Carlos.
- Silva, B. M., Montenegro, S. M. G. L., Fernandha, B. S., Araújo Filho, P. F., 2012. Chuvas Intensas em Localidades do Estado de Pernambuco. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos* 17, 135-146.
- Silva, C.B., Oliveira, L.F.C, 2017. Relação Intensidade-Duração-Frequência De Chuvas Extremas Na Região Nordeste Do Brasil. *Revista Brasileira de Climatologia* 20, 267-283.
- Sousa, F.A.S., Vieira, V.R., Silva, V.P.R., Melo, V.S., Guedes, R.W.S., 2016. Estimativas dos riscos de chuvas extremas nas capitais do Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Geografia Física* 9, 430-439.