

Distribuições de probabilidades para estimativa de chuvas máximas

Álvaro José Back

Engenheiro Agrônomo, MSc. Engenharia Agrícola, Dr. Engenharia Recursos Hídricos, Pesquisador da Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina, ajb@epagri.sc.gov.br.

RESUMO: O conhecimento da magnitude e frequência de chuvas intensas é importante para o planejamento agrícola e ambiental e para o dimensionamento de obras de drenagem. Existem diversas distribuições de probabilidades que podem ser usadas na estimativa das chuvas máximas, assim como diversos métodos de ajuste dos parâmetros dessas distribuições. Esse trabalho teve como objetivo avaliar diferentes distribuições de probabilidade e diferentes métodos de ajuste dos parâmetros para a estimativa de chuvas máximas anuais. No estudo foram utilizados os dados de chuva diária, do período de 1988 a 2019, da estação pluviométrica de Itapiranga, Santa Catarina. Foram avaliadas as distribuições de probabilidades Gumbel, GEV, Log-Normal com dois parâmetros, Log-Normal com três parâmetros, Pearson tipo III, Log-Pearson Tipo III. Os parâmetros foram estimados pelo método dos momentos, método da máxima verossimilhança, método dos L-Momentos, e para a distribuição Gumbel ainda foi usado o método de Chow. Foram usados os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Filliben e para seleção da distribuição também foi usado o erro padrão de estimativa. A série de máximas anuais apresentou valores variando de 63,4 mm a 191,6 mm, com média 106,7 mm, desvio padrão de 30,2 mm e coeficiente de assimetria foi de 1,045. Todas as distribuições ajustadas foram aceitas nos testes de hipóteses de aderência ao nível de significância de 5%. A distribuição GEV com parâmetros estimados pelo método dos momentos apresentou melhor ajuste, enquanto a distribuição Log-Normal com dois parâmetros e a distribuição Gumbel-Chow apresentaram os piores ajustes. Para períodos de retorno inferior a 100 anos as diferenças entre as estimativas das distribuições de probabilidade em relação a distribuição GEV-LM foram inferiores a 10%.

INTRODUÇÃO

As chuvas extremas são responsáveis por problemas de deslizamentos, alagamentos, cheias, causando problemas de drenagem urbana e rural. Mouri et al. (2013) destacam a necessidade de estudos de eventos extremos para avaliar o risco de desastres naturais. Nas áreas rurais as chuvas intensas, além dos problemas de drenagem, causam problemas de erosão do solo (MELLO et al., 2001). Existem diversas obras de engenharia que são empregadas para contornar os problemas causados pelas chuvas intensas, como canais de drenagem, bueiros, vão de pontes, barragens (PENNER & LIMA, 2016). O dimensionamento dessas obras é realizado em função da magnitude e frequência dos eventos extremos de chuva observadas no local.

Na engenharia agrícola destacam-se as obras de drenagem e conservação do solo como canais de drenagem, terraços, bueiros também reservatórios ou barragens para armazenamento de água. O conhecimento das intensidades de chuvas extremas é importante para o planejamento o controle de conservação e manejo do solo (SANTOS et al., 2010). Também para o planejamento e gestão territorial e ambiental é importante o conhecimento de ocorrência de eventos extremos de chuva (CRUCIANI et al., 2002; SANTOS et al., 2009).

Para o dimensionamento das obras hidráulicas relacionadas a drenagem ou armazenamento de água deve-se estudar a frequência de eventos extremos de chuva do local. O estudo de frequência de eventos hidrológicos é realizado com a aplicação de distribuições teóricas de probabilidades. Existem diversas distribuições de probabilidade que podem ser utilizadas para determinar a probabilidades de ocorrências dos eventos extremos (KIST & VIRGENS FILHO, 2014; VIVEKANANDAN, 2015). No estudo de chuvas máximas destacam-se a distribuição de Gumbel ou distribuições de eventos extremos tipo I, a Distribuição de Generalizada de Valores Extremos GEV, distribuição Log-Normal com dois parâmetros, distribuição log-Normal com três parâmetros, distribuição Pearson tipo III e distribuição Log-Pearson tipo III.

A distribuição de Gumbel foi apontada por vários trabalhos como a mais indicada para estudo de chuvas extremas (BACK, 2001; VIVEKANANDAN, 2015; MISTRY & SURYANARAYANA, 2019), e é recomendada no Canadá (DAS & SIMONOVIC, 2011). Mais recentemente vários autores têm indicado a distribuição GEV como sendo a mais indicada. Das e Simonvi (2011) destacam que a distribuição GEV consegue incluir os três valores extremos (Gumbel, Fréchet e Weibull), ela tem sido considerada superior (BESKOW et al., 2015; NAMITHA & VINOTHKUMAR, 2019; DAS & SIMONOVIC, 2011). A distribuição GEV é recomendada destacam em vários países como Áustria, Alemanha, Itália (SALINAS et al., 2014). A distribuição Pearson tipo III é muito indicada na China (RIZWAN et al., 2018) e a distribuição Log-Pearson Tipo III é adotada nos Estados Unidos (USWRC, 1981).

Um aspecto importante na aplicação das distribuições de probabilidades é o ajuste dos parâmetros da distribuição de probabilidade. Existem vários métodos de ajuste dos parâmetros que podem ser usados, e dessa foram, deve-se primeiro avaliar o ajuste dessa distribuição para posteriormente fazer a estimativa dos valores de chuva esperada (DOURADO NETO et al., 2005; MARQUES et al., 2014; DE PAOLA et al., 2018). O Método dos Momentos (MM) é um dos mais simples, muito utilizado e um dos mais antigos conhecidos (LOUZADA et al., 2016), porém, é em geral menos preciso quando comparado a outros métodos. O método da máxima verossimilhança (MV) é destacado como tendo vantagens sobre o método dos momentos, embora exija geralmente rotinas de cálculos mais complexas e por isso apresenta dificuldades

de uso (MARQUES et al., 2017). Recentemente foram desenvolvidas rotinas para a estimativa pelo método dos L-Momentos (MML), que apresentam mais facilidade de cálculo que o método da MV para a maioria das distribuições de probabilidade (HOSKING, 1990).

Diante das várias distribuições de probabilidades indicadas para estudo de chuvas máximas e de diferentes métodos de estimativa dos parâmetros, este trabalho teve como objetivo avaliar diferentes distribuições de probabilidade e diferentes métodos de ajuste dos parâmetros para a estimativa de chuvas máximas anuais.

MATERIAL E MÉTODOS

No estudo foram utilizados os dados de chuva diária, do período de 1988 a 2019, da estação pluviométrica de Itapiranga, SC. Os dados foram obtidos do banco de dados da Empresa de pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (EPAGRI, 2020). A estação está localizada nas coordenadas latitude 27,18°, longitude -53,65°. Foi determinada a séries de máximas anuais de chuva diária e excluído um ano com falhas nas observações.

As distribuições de probabilidades avaliadas foram as distribuições Gumbel, GEV, Pearson Tipo III, Log Pearson Tipo III, Log-Normal com dois parâmetros, Log-Normal com três parâmetros. A distribuição de Gumbel (KITE, 1977) tem como função densidade de probabilidades:

$$f(x) = \alpha \exp\{-\alpha(X - \beta) - \exp(-\alpha(X - \beta))\} \quad (1)$$

Onde, β é o parâmetro de localização, α é o parâmetro de escala.

A função densidade de probabilidade da distribuição GEV (DAS & SIMONOVIC, 2011), é dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - k \left(\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right]^{\left(\frac{1}{k-1} \right)} \exp \left\{ - \left[1 - k \left(\frac{x-\beta}{\alpha} \right) \right]^{1/k} \right\} \quad (2)$$

Sendo que β é o parâmetro de localização, α é o parâmetro de escala e κ é o parâmetro de forma.

Quando o parâmetro é igual a zero ($k = 0$), esta distribuição é a distribuição Gumbel. Quando é maior que zero ($k > 0$), a distribuição é conhecida como de Frechet e quando é menor que zero ($k < 0$) é a distribuição Weibull (DAS & SIMONOVIC, 2011).

A distribuição Log-Normal com dois parâmetros (ALAM et al., 2018) tem função densidade de probabilidades dadas por

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma_y\sqrt{2\pi}} \exp \left[\frac{1}{x} \exp \left(- \frac{1}{2\sigma_y^2} (\ln(x) - \mu_y)^2 \right) \right] \quad (3)$$

Em que μ_y é o parâmetro de forma e σ_y é o parâmetro de escala e.

As distribuição Log-Normal com três parâmetros (BACK, 2001) tem função densidade de probabilidades dada por:

$$f(x) = \frac{1}{(x-\beta)\sigma_y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(x-\beta)-\mu_y]^2}{2\sigma_y^2}} \quad (4)$$

Para $\beta \leq x$, onde μ_y é o parâmetro de forma, σ_y de escala e β localização.

A distribuição Pearson tipo III (CLARKE, 1994) tem função densidade de probabilidades dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)}, x \geq \gamma \quad (5)$$

Em que α é o parâmetro de escala, β o de forma e γ de localização.

Se os logaritmos ($\ln x$) de variável x são distribuídos segundo a variação Pearson tipo III (KITE, 1977), a variável x deverá se distribuir como a log Pearson tipo III com função de densidade e probabilidade.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)} \left\{\frac{\ln(x)-\gamma}{\alpha}\right\}^{\beta-1} e^{-\left\{\frac{\ln(x)-\gamma}{\alpha}\right\}} \quad (6)$$

Os parâmetros de cada distribuição foram estimados pelos métodos dos momentos (KITE, 1977), método da máxima verossimilhança (KITE, 1977; NAGHETINI & PINTO, 2007), método dos L-Momentos (HOSKING, 1986). Para a distribuição Gumbel ainda foi usado o método de Gumbel-Chow (CHOW, 1964).

O ajuste das distribuições foi avaliado com os testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS) (KITE, 1977); Anderson-Darling (AD) ao nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$) e teste de Filliben. O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS) é não paramétrico e sua estatística é embasada na diferença máxima ($D_{\max}$) entre as frequências empíricas ($F_n(x)$) e as frequências teóricas $F(x)$, isto é:

$$D_{\max} = \max |F_n(x) - F(x)| \quad (7)$$

Para a frequência empírica foi utilizada a frequência de Cunnane (1978) dada por:

$$F_N(x_m) = \frac{i-0,4}{n+0,2} \quad (8)$$

A estatística do teste ($D_{\max}$) comparado com o valor crítico ($D_{\text{crít}}$) ao nível de significância de 5%.

A estatística do teste de Anderson-Darling é calculada por:

$$A^2 = -N - \sum_{i=1}^N \frac{(2i-1)\{\ln F_x(x_{(i)}) + \ln[1 - F_x(x_{(N-i+1)})]\}}{N} \quad (9)$$

Onde, $\{x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(m)}, \dots, x_{(N)}\}$ representam as observações em ordem crescente (NAGHETTINI & PINTO, 2007).

Os valores de A^2 são comparados com os valores críticos (AD_c) tabelados em função da distribuição de probabilidades e do nível de significância. No estudo foi considerado o valor crítico 0,752.

A estatística do teste de Filliben (FILLIBEN, 1975) é expressa por:

$$Rf = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(w_i - \bar{w})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^N (w_i - \bar{w})^2}} \quad (10)$$

Onde

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_{(i)}}{N} \quad (11)$$

e

$$\bar{w} = \frac{\sum_{i=1}^N w_i}{N} \quad (12)$$

O valor de Rf calculado é comparado com o valor crítico ($R_{\text{crít}}$). O teste de Filliben tem como inconveniente que os valores críticos dependem do tamanho da amostra, da distribuição

a ser testada, da expressão usada para o cálculo da probabilidade empírica. No presente trabalho os valores críticos foram calculados de acordo com as equações apresentadas por Heo et al. (2008).

Para o erro padrão de estimativa foi usada a expressão sugerido por Kite (1977), dado por:

$$Ep = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - X_{ei})^2}{n}} \quad (13)$$

Em que Ep é o erro padrão para uma dada distribuição de probabilidade; X_i é a precipitação registrada de ordem i ; X_{ei} é a precipitação estimada pela distribuição teórica de probabilidade; n é o número de elementos na série de máximas anuais.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A série de máximas anuais apresentou valores variando de 63,4 mm a 191,6 mm, com média 106,7 mm e desvio padrão de 30,2 mm. O coeficiente de assimetria foi de 1,045. Na Figura 1 consta o boxplot da série de máximas anuais, onde fica evidenciada a assimetria positiva, que é normalmente observada nas séries de máximas anuais de chuva (OLONTOFINTOYE et al., 2009; BACK & CADORIN, 2020; BACK et al., 2020).

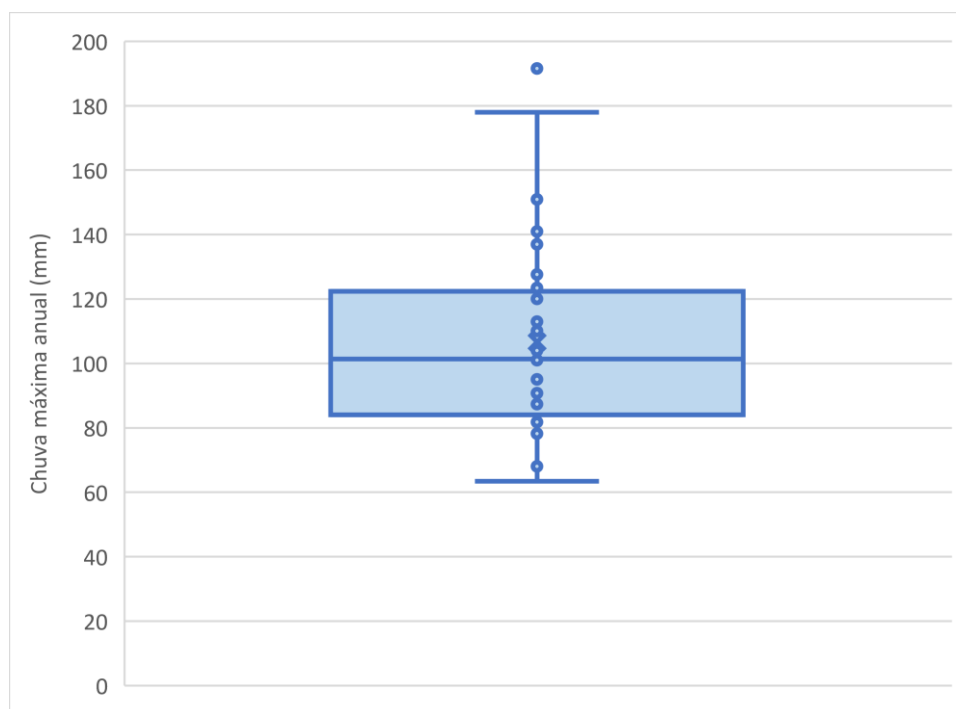


Figura 1. Boxplot da série de máximas anuais de Itapiranga, SC.

Na Tabela 1 constam os parâmetros de cada uma das distribuições ajustadas de acordo com os métodos usados. Também constam os respectivos valores dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Filliben e o erro padrão de estimativa. Observa-se que todas as distribuições foram aceitas ao nível de significância de 5% para todos os testes de aderência. Dessa forma, todas as distribuições podem ser usadas na estimativa da chuva máxima.

Tabela 1. Parâmetros das distribuições de probabilidades e estatísticas dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov (KS), Anderson-Darling (AD), Filliben (Rf) e o erro padrão de estimativa (Ep).

Distribuição de probabilidades	Método de ajuste	Parâmetros de			Teste de aderência			
		escala	locação	forma	KS	AD	Rf	Ep
Gumbel	MM ¹	23,5331	93,0744	-	0,0690	0,1139	0,9941	3,44
Gumbel	MV ²	22,4571	93,3518	-	0,0629	0,1201	0,9941	4,11
Gumbel	LM ³	23,9295	92,8383	-	0,0749	0,1205	0,9941	3,31
Gumbel	Chow	27,0472	92,1303	-	0,1042	0,2884	0,9941	4,48
GEV	MM	23,7474	93,1140	0,0070	0,0706	0,1185	0,9938	3,50
GEV	MV	22,0086	92,7147	-0,0530	0,0705	0,1088	0,9956	3,14
GEV	LM	22,6669	92,2562	-0,0558	0,0683	0,1058	0,9956	2,88
Log-Normal 2 par	MM	4,6341	0,2668	-	0,0681	0,1665	0,9899	4,61
Log-Normal 2 par	MV	4,6341	0,2625	-	0,0649	0,1687	0,9897	4,88
Log-Normal 2 par	LM	4,6312	0,2774	-	0,0802	0,1716	0,9906	4,16
Log-Normal 3 par	MM	4,3933	0,3417	20,8916	0,0731	0,1215	0,9936	3,55
Log-Normal 3 par	MV	4,1206	0,4384	39,1247	0,0682	0,1111	0,9956	2,87
Log-Normal 3 par	LM	4,1591	0,4258	36,5679	0,0728	0,1127	0,9955	2,91
Pearson III	MM	16,5901	3,3099	51,7472	0,0763	0,1213	0,9940	3,40
Pearson III	MV	18,6384	2,6469	57,3251	0,0725	0,1275	0,9949	3,19
Pearson III	LM	19,2197	2,5767	57,1353	0,0786	0,1325	0,9949	3,06
Log-Pearson III	MM	0,0206	16,1557	1,1641	0,0689	0,1272	0,9905	4,46
Log-Pearson III	MV	0,0658	16,0913	3,5753	0,0690	0,1112	0,9915	4,39
Log-Pearson III	LM	0,0612	19,7737	3,4238	0,0699	0,1069	0,9918	3,97

¹MM -Método dos momentos; ²MV -Método da máxima verossimilhança; ³LM -Método dos L-momentos.

Nas Figuras 2 e 3 estão representadas as aderências da série de máximas anuais às distribuições teóricas ajustadas. Para a distribuição Gumbel, observa-se pior ajuste quando usado o método de Chow. Essa observação visual é confirmada com os testes de aderência, onde obteve-se os maiores valores de KS, AD e EP. Esse resultado difere de vários trabalhos que indicam a distribuição Gumbel como a melhor (SANSIGOLO, 2008; BORGES & THEBALDI, 2012; MARQUES et al., 2014). Back (2001) analisando dados de cem estações pluviométricas de Santa Catarina e comparando várias distribuições de probabilidades, concluiu que a distribuição de Gumbel-Chow foi a melhor em mais de 60% das estações. Back (2018) já destacou que muitos trabalhos usam somente a distribuição Gumbel para estimativa de chuva máximas sem testar outras. Os resultados obtidos mostram que, mesmo que a determinada distribuição de probabilidades não seja rejeitada pelo teste de aderência, é recomendável testar outras distribuições, procurando uma distribuição que melhor se ajuste aos dados.

Nas Figuras 2 e 3 é possível observar que, para cada distribuição de probabilidades, os métodos de ajuste dos parâmetros apresentam diferenças nas frequências estimadas, sendo essa diferença menos acentuada nas distribuições Pearson Tipo III e Log-Pearson Tipo III (Figura 3).

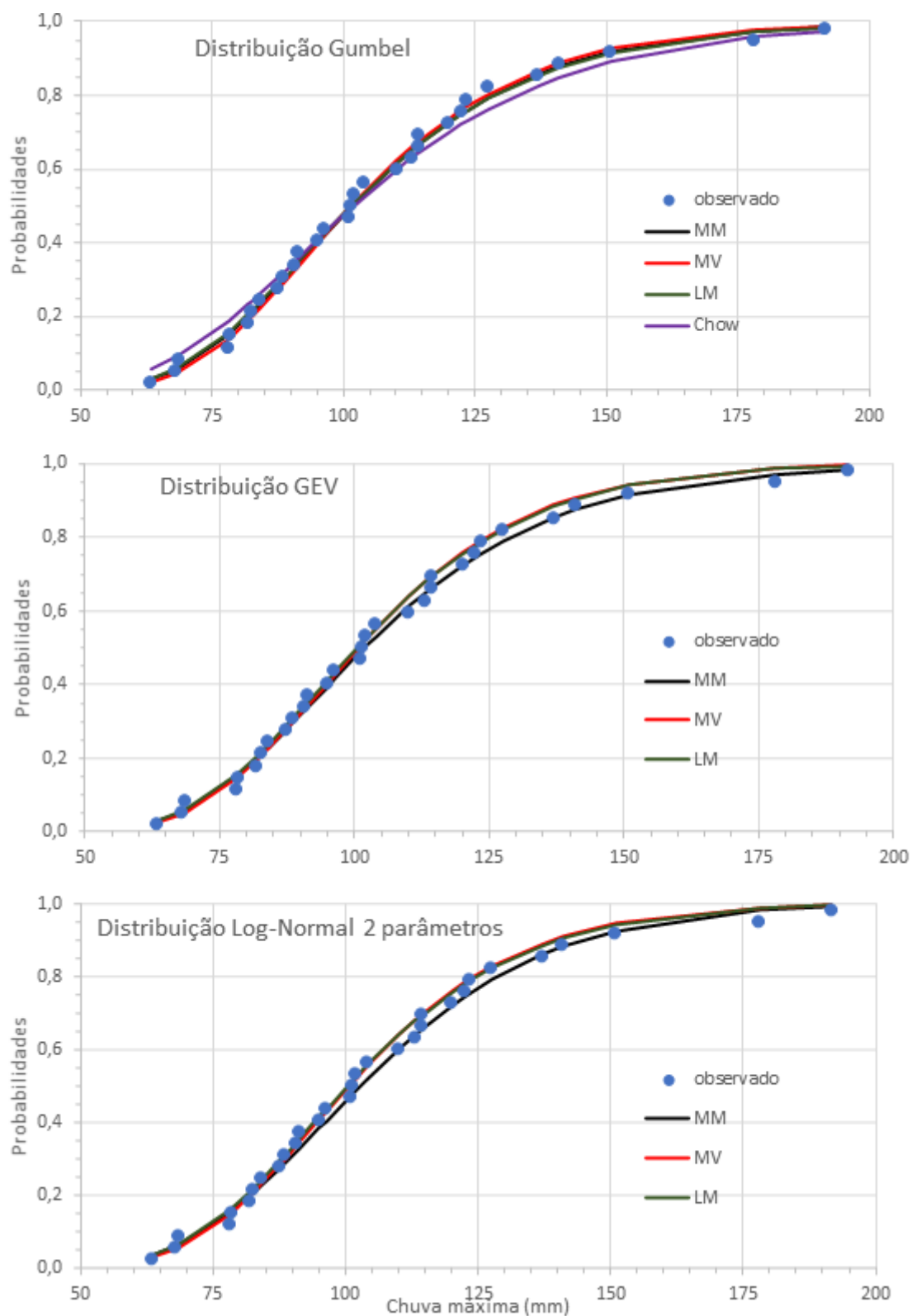


Figura 2. Aderência das séries de chuvas máximas anuais de Itapiranga, SC às distribuições Gumbel, GEV e Log-Normal com dois parâmetros.

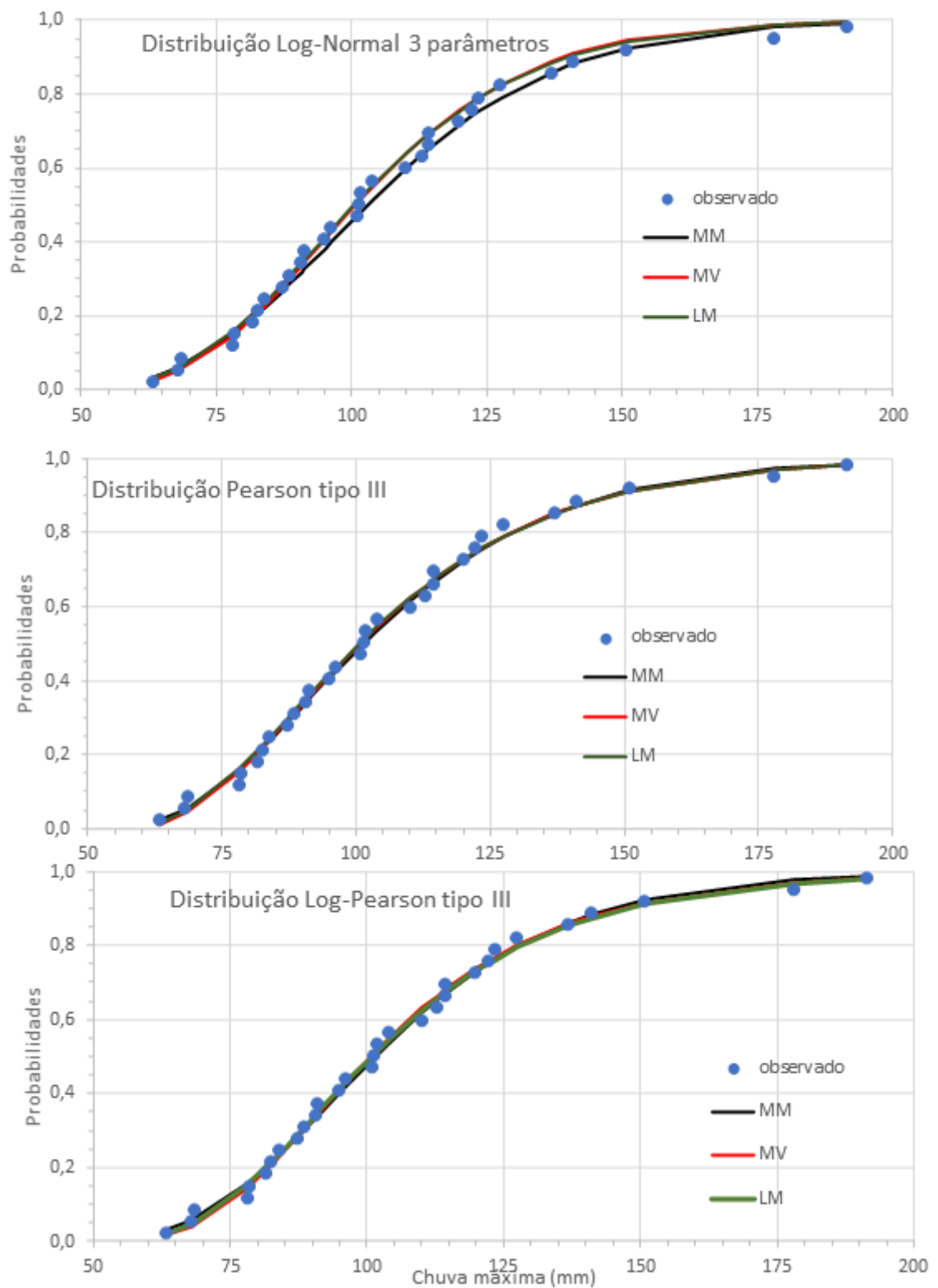


Figura 3. Aderência das séries de chuvas máximas anuais de Itapiranga, SC às distribuições Log-Normal com três parâmetros, Pearson tipo III e Log-Pearson Tipo III.

Na Tabela 2 consta o ranqueamento das distribuições para cada teste de aderência bem como o escore com a soma do ranqueamento dos quatro testes e o ordem desta soma. No teste de KS observa-se que a distribuição Gumbel com parâmetros estimado pelo MV foi a que apresentou menor valor de KS, e por isso classificada em primeira posição. Por outro lado, se usado o método de Chow para o ajuste dos parâmetros, a distribuição Gumbel cai para a última posição (19º lugar). Vários trabalhos indicam a distribuição Gumbel como a mais indicada (BACK, 2001; BORGES & THEBALDI, 2016; SASIREKA et al., 2019). A distribuição de Gumbel tem coeficiente de assimetria teórico de 1,1396 e assim é normal que séries com assimetria distantes deste valor sejam consideradas inadequadas. Por outro lado, a distribuição GEV tem o parâmetro k que permite maior ajuste ao formato da distribuição dos dados.

Tabela 2. Ranqueamento pelo teste de aderência e escore geral das distribuições testadas

Distribuição	Método	Teste de aderência				Escore Soma	Ordem
		KS	AD	EP	Rf		
Gumbel	MM	7	7	9	7	30	5
Gumbel	MV	1	9	13	7	30	5
Gumbel	LM	15	10	7	7	39	9
Gumbel	Chow	19	19	17	7	62	18
GEV	MM	11	8	10	12	41	10
GEV	MV	10	3	5	2	20	3
GEV	LM	5	1	2	1	9	1
Log-Normal 2 par	MM	3	16	18	18	55	16
Log-Normal 2 par	MV	2	17	19	19	57	17
Log-Normal 2 par	LM	18	18	14	16	66	19
Log-Normal 3 par	MM	14	12	11	13	50	14
Log-Normal 3 par	MV	4	4	1	2	11	2
Log-Normal 3 par	LM	13	6	3	4	26	4
Pearson III	MM	16	11	8	11	46	13
Pearson III	MV	12	14	6	6	38	8
Pearson III	LM	17	15	4	5	41	10
Log-Pearson III	MM	6	13	16	17	52	15
Log-Pearson III	MV	7	5	15	15	42	12
Log-Pearson III	LM	9	2	12	14	37	7

No teste de AD a melhor distribuição foi a distribuição GEV com parâmetros estimados pelo método LM. O teste de Filliben também apontou a distribuição GEV-LM como a melhor seguida da distribuição Log-Normal com três parâmetros estimados pelo método MV. Já o critério do menor erro padrão de estimativa, apontou essas mesmas distribuições como a melhores, apenas invertendo a ordem.

Como diferentes critérios apontam diferentes distribuições, vários autores (MANDAL & CHOUDHURY, 2014; ALAM et al., 2018) tem feito um ranqueamento considerando todos os índices. Neste caso a melhor distribuição foi a distribuição GEV-LM, seguido da distribuição Log-Normal 3 parâmetros estimados pelo método da MV. Estes resultados estão de acordo com outros estudos que mostram que embora as distribuições Gumbel e GEV não sejam rejeitadas

pelos testes de aderência, a distribuição GEV mostra melhor ajuste (MELLO & SILVA, 2005; BLAIN & MESCHIATTI, 2014; BESKOW et al., 2015; NAMITHA & VINOTHKUMAR, 2019; BACK & CADORIN, 2020; BACK et al., 2020).

A distribuição Log-Normal com dois parâmetros apresentou os piores desempenhos, juntamente com a distribuição Gumbel-Chow. Kite (1977) afirma que há justificativa teórica para utilizar-se a distribuição Log-Normal para diversas variáveis. Junqueira Júnior et al. (2006) também destacam que a distribuição Log-Normal possui bom ajuste quando se trata das distribuições pluviométricas brasileiras, apontando ainda a vantagem da menor complexidade quando comparada as outras distribuições. Back (2001) observou que a distribuição Log-Normal com três parâmetros apresentava melhor ajuste que outras distribuições em séries de máximas anuais com baixa assimetria e curtose.

Na Figura 4 constam as precipitações máximas com período de retorno de 2 a 1000 anos, estimada com as diversas distribuições de probabilidades. Observa-se que para períodos de retorno de 10 anos as diferenças das estimativas de cada distribuição testada em relação a distribuição GEV-LM são inferiores a 5%. Período de retorno de 100 anos as distribuições Gumbel-MV, Log-Normal 2 e Log-Persona apresentaram maiores diferenças em relação da distribuição GEV-LM, no entanto ainda assim essas diferenças variam de 5 a 10%. Para períodos de retorno de 1000 anos essas subestimativas ficam na faixa de 15 a 20%. Esses resultados mostram que para a maioria dos projetos de drenagem agrícola, em que o período de retorno é inferior a 25 anos (PIZARRO, 1978; BELTRÁN, 1986), pode-se utilizar a distribuição Gumbel ou a GEV. No entanto, para projetos em que o período de retorno adotado é acima de 100 anos (ELETROBRÁS, 2003,) como barragem, pontes (IRYDA, 1985; EUCLYDES, 1987; DNIT, 2005), é recomendável um estudo mais detalhado para selecionar e ajustar os parâmetros de distribuição mais adequada ao local.

Na Tabela 3 constam as chuvas máximas estimadas com a distribuição GEV-LM para Itapiranga. Os valores estimados com a distribuição GEV podem ser indicados para os projetos de recursos hídricos na região de Itapiranga.

Tabela 3. Chuvas máximas estimas por diferentes distribuições com parâmetros estimados pelo método dos L-Momentos

T (anos)	Distribuição de probabilidades					
	Gumbel	GEV	Log-Normal 2p	Log-Normal 3p	Pearson III	Log-Pearson III
2	101,6	100,6	102,6	100,9	100,5	102,6
5	128,7	127,7	129,6	128,2	128,9	129,3
10	146,7	146,6	146,5	147,0	147,7	146,2
20	163,9	165,5	162,0	165,5	165,5	161,9
25	169,4	171,6	166,8	171,5	171,2	166,9
50	186,2	191,1	181,4	190,4	188,2	181,9
100	202,9	211,1	195,7	208,9	205,0	196,8
200	219,6	231,9	209,7	228,3	221,5	211,5
500	241,5	260,6	228,1	254,6	243,2	230,9
1000	258,1	283,3	241,9	275,2	259,4	245,7

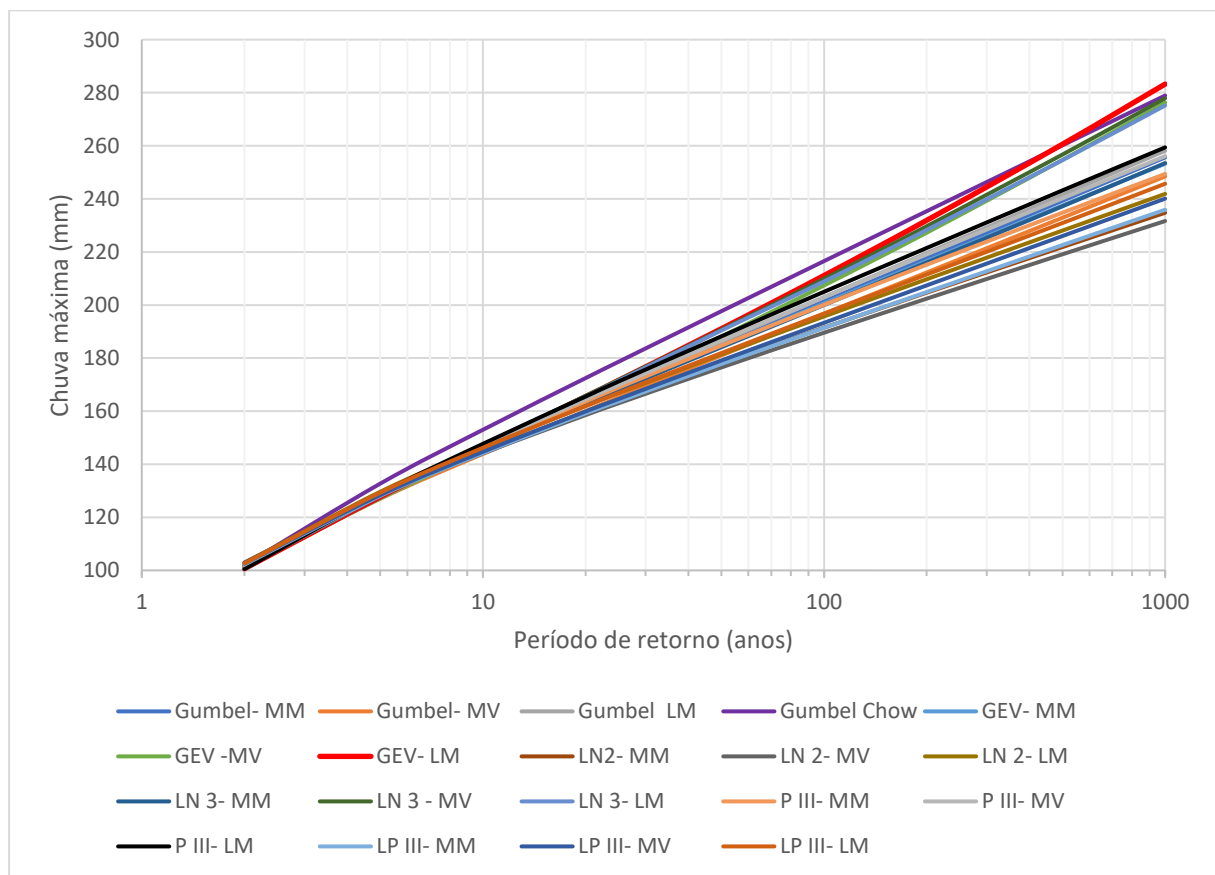


Figura 4. Chuvas máximas com período de retorno de 2 a 1000 a nos estimadas para Itapiranga com diferentes distribuições de probabilidades

CONCLUSÕES

Com base nas séries de máximas anuais de 31 anos de observação, com média de 106,5 mm, desvio padrão de 30,5 mm e coeficiente de assimetria de 1,015, onde foram testadas as distribuições de probabilidades Gumbel, GEV, Log-Normal com dois e três parâmetros, Pearson tipo III e Log-Person Tipo III, pode-se chegar as seguintes conclusões:

- ✓ Todas as distribuições de probabilidades foram consideradas adequadas pelos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling e Filliben;
- ✓ Considerando o ranqueamento pelos testes de aderência e erro padrão de estimativa a distribuição GEV com parâmetros estimados pelo método dos L- momentos foi considerada a mais adequada para a estimativa as chuvas máximas anuais;
- ✓ A distribuição Log-Normal com dois parâmetros e a distribuição Gumbel-Chow foram as que apresentaram o pior desempenho;
- ✓ Para períodos de retorno inferior a 100 anos as diferenças entre as estimativas das distribuições de probabilidade em relação a distribuição GEV-LM foram inferiores a 10%.

REFERENCIAS

- ALAM, M. A.; EMURA, K.; FARNHAM, C.; YUAN, J. Best-Fit Probability Distributions and Return Periods for Maximum Monthly Rainfall in Bangladesh. **Climate, Basel**, v.6, n.9, p.1-17, 2018. doi:10.3390/cli6010009
- BACK, Á. J. Seleção de distribuição de probabilidades para chuvas diárias extremas do estado de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.16, p.211 - 222, 2001.
- BACK, Á. J., Frequência de vazões máximas para projetos de drenagem. **Revista Técnico-Científica de Engenharia Civil**, v. 1, n.2, p.1-14. 2018
- BACK, Á. J.; CADORIN, S. B. Extreme rainfall and intensity-duration-frequency equations for the state of Acre, Brazil. **Brazilian Journal of Environmental Sciences** (Online), v.55, n.2, p.159-170. 2020. doi.org/10.5327/Z2176-947820200597
- BACK, Á. J.; CADORIN, S. B; GALATTO, S. L. Extreme rainfall and IDF equations for Alagoas State, Brazil. **Revista Ambiente & Água**, v.15, n. 6, e2544 - Taubaté 2020. doi:10.4136/ambi-agua.2544. 2020.
- BELTRÁN, J. M. **Drenaje Agrícola**. In: Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación/Instituto Nacional de Reforma y Desarrollo Agrario, Madrid, 1986. 239 p. (Series de Ingeniería Rural y Desarrollo Agrario - Manual técnico Num. 5)
- BESKOW, S.; CALDEIRA, T. L.; MELLO, C. R.; FARIA, L. C.; GUEDES, H. A. S. Multiparameter probability distributions for heavy rainfall modeling in extreme southern Brazil. **Journal of Hydrology: Regional Studies**, 4B, p. 123-133, 2015.
- BLAIN, G. C. ; MESCHIATTI, M. C. Distribuições multi-paramétricas para avaliar a probabilidade de ocorrência de eventos extremos de precipitação pluvial. **Revista brasileira de engenharia agrícola e ambiental**, v.18, n.3, p.307-313. 2014.
- BORGES, G. M. R.; THEBALDI, M. S. Estimativa da precipitação máxima diária anual e equação de chuvas intensas para o município de Formiga, MG, Brasil. **Ambiente & Água**, v. 11, n. 4, 2016doi:10.4136/ambi-agua.1823
- CHOW, V. **Handbook of applied hydrology**. New York: McGraw-Hill, 1964. 1418p.
- CLARKE, R. T. Fitting distributions In: CLARKE, R. T. **Statistical modelling in Hydrology. Chichester**: John Wiley & Sons. 1994. p.39-84.
- CRUCIANI, D. E.; MACHADO, R. E.; SENTELHAS, P. C. Modelos da distribuição temporal de chuvas intensas em Piracicaba, SP. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 6, n. 1, p. 76-82, 2002. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662002000100014>
- CUNANNE, C. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. **Journal of Hydrology**, v.18, p.257–271, 1973.
- DAS, N. M. S.; SIMONOVIC, S. P. The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models. **Water Resources Research Report**, Londres, p. 1-54, 2011.

DE PAOLA, F.; GIUGNI, M.; PUGLIESE, F.; ANNIS, A; NARDI, F. GEV parameter estimation and stationary vs.non-stationary analysis of extreme rainfall in African test cities. **Hydrology**, v.5, n.28, 2018. doi:10.3390/hydrology5020028

DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTE DNIT. **Manual de Hidrologia básica para estruturas de drenagem**. Rio de Janeiro, 2005. 133p. Publicação IPR-715

DOURADO NETO, D.; ASSIS, J. P.; TIMM, L. C.; MANFRON, P. A.; SPAROVEK, G.; MARTIN, T. N. Ajuste de modelos de distribuição de probabilidade a séries históricas de precipitação pluvial diária em Piracicaba - SP. **Rev. Bras. Agrometereologia**, v. 13, n. 2, p. 273-283, 2005.

ELETROBRÁS. **Diretrizes para projetos de PCH. Estudos básicos**, cap 6, 15p. 2003.

EPAGRI. Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina. Banco de dados de variáveis ambientais de Santa Catarina. Florianópolis: Epagri, 2020. 20p. (Epagri, Documentos, 310) - ISSN 2674-9521

EUCLYDES, H. **Saneamento Agrícola. Atenuação das cheias: Metodologia e projeto**. Belo Horizonte, Ruralminas. 1987.320p.

FILLIBEN, J. J. The probability plot correlation coefficient test for normality. *Technometrics*., v. 17, p. 11-117, 1975.

HEO, J. H.; KHO, Y. W.; SHIN, H.; KIM, S.; KIM, T. Regression equations of probability plot correlation coefficient test statistics from several probability distributions. **Journal of Hydrology**, v.355, p.1– 15, 2008.

HOSKING, J. R. M. **FORTRAN Routines for use with the method of L-moments**. Version 3.04, Rep. No. RC 20525 (90933). IBM Research Division, T.J. Watson Research Center, Yorktown Heights, NY. 2005.

IRYDA. Instituto Nacional de Reforma y Desarrollo Agrario. **Diseño y construcción de pequeños embalses**. Madrid. 1985. 197p. (Series de Ingenieria Rural y Desarrollo Agrario).

JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A.; GOMES, N. M.; MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Precipitação provável para a região de Madre de Deus, Alto Rio Grande: modelos de probabilidades e valores característicos. **Ciência e Agrotecnologia**, v.31, n.3, p. 842-850, 2006.

KITE, G. W. **Frequency and risk analyses in Hydrology**. Water Resources publications. Colorado. 1977. 224 p.

KIRST, A.; VIRGENS FILHO, J. S. Análise probabilística da distribuição de dados diários de chuva no estado do Paraná. **Revista Ambiente & Água**, v. 0, n.1, 2015 . doi: 10.4136/ambi-agua.1489

LOUZADA, F.; RAMOS, P. L.; PERDONÁ, G. S. C. Different Estimation Procedures for the Parameters of the Extended Exponential Geometric Distribution for Medical Data. **Computational And Mathematical Methods In Medicine**, v. 2016, p. 1-12, 2016. Hindawi Limited. <http://dx.doi.org/10.1155/2016/8727951>.

MANDAL, S.; CHOUDHURY, B.U. Estimation and prediction of maximum daily rainfall at Sagar Island using best fit probability models. **Theoretical and Applied Climatology**. 2014. Doi: 10.1007/s00704-014-1212-

MARQUES, R. F. de P. V.; MELLO, C. R.; SILVA, A. M.; FRANCO, C. S.; OLIVEIRA, A. S. Desempenho de distribuições de probabilidades aplicadas a eventos extremos de precipitação diária. **Ciência Agrotecnologia**, v.38, n.4, p.335-342. 2014. <https://doi.org/10.1590/S1413-70542014000400003>

MARQUES, R. F. P. V.; MELLO, C. R.; FRANCO, C. S.; OLIVEIRA, . S.; ALCANTRA, E. Métodos de estimativas dos Parâmetros da distribuição Log-Normal a 3 parâmetros para a precipitação máxima diária em municípios com médio a alto potencial erosivo. **Sustentare**, v.1, n.1, p.108-117, 2017

MELLO, C. R.; SILVA, A. M. Métodos estimadores dos parâmetros da distribuição de Gumbel e sua influência em estudos hidrológicos de projeto. **Irriga**, Botucatu, v. 10, n.4, p.318-334. 2005. doi: <https://doi.org/10.15809/irriga.2005v10n4p334-350>

MELLO, C. R.; FERREIRA, D. F.; SILVA, A. M.; LIMA, J. M. Análise de modelos matemáticos aplicados ao estudo de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, p. 693-698, 2001. <http://dx.doi.org/10.1590/S010006832001000300018>

MISTRY, P. B.; SURYANARAYANA, M. V. Estimation of annual one day maximum rainfall using probability distributions for Waghodia Taluka, Vadodara. **Global Research and Development Journal for Engineering**, p.296-300. 2019.

MOURI, G.; MINOSHIMA, D.; GOLOSOV, V.; CHALOV, S.; SETO, S.; YOSHIMURA, K.; NAKAMURA, S.; OKI, T. Probability assessment of flood and sediment disasters in Japan using the Total Runoff-Integrating Pathways model. **International Journal of Disaster Risk Reduction**, v.3, p.31-43, 2013.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia estatística**. CPRM, Belo Horizonte.2007.

NAMITHA, M. R.; VINOTHKUMAR, V. Development of empirical models from rainfall-intensity-duration-frequency curves for consecutive Days maximum rainfall using GEV distribution. **Journal of Pharmacognosy and Phytochemistry**, v.8, n.1, p.2705-2709, 2019.

PENNER, G.; C.; LIMA, M. P. Comparação entre métodos de determinação da equação de chuvas intensas para a cidade de Ribeirão Preto. São Paulo, UNESP, **Geociências**, v. 35, n. 4, p.542-559, 2016.

SANTOS, G. G.; GRIEBELER, N. P.; OLIVEIRA, L. F. C. Chuvas intensas relacionadas à erosão hídrica **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.14, n.2, p.115-123, 2010.

OLOFINTOYE, O. O; SULE, B. F; SALAMI, A. W. Best-fit Probability distribution model for peak daily rainfall of selected Cities in Nigeria. **New York Science Journal**, 2009, v.2, n.3, 2009.

PIZARRO, F. **Drenaje agrícola y recuperacion de suelos salinos**. Madrid, Editorial Agrícola Española, 1978, 521p.

RIZWAN, M.; GUO, S.; XIONG, F.; YIN, J. Evaluation of various probability distributions for deriving design flood featuring right-tail events in Pakistan. **Water** 10, 1603. 2018, doi:10.3390/w10111603

SALINAS, J. L.; CASTELLARIN, A.; KOHNOVÁ, S.; KJELDSEN, T. R. Regional parent flood frequency distributions in Europe-Part 2: Climate and scale controls. **Hydrology and Earth System Sciences**, v.18, p.4391–4401, 2014.

SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.23, n. 3, 2008, p.341-346. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-77862008000300009>

SASIREKA, K.; SURIBABU, C. R.; NEELAKANTAN, T. R. Extreme Rainfall Return Periods using Gumbel and Gamma Distribution. **International Journal of Recent Technology and Engineering (IJRTE)**, v.8, n.4S2, 2019.

U.S. Water Resources Council (USWRC). **Guidelines for Determining Flood Flow Frequency**. Bulletin 17A, U.S Geological Survey, Washington, D.C, 1981.

VIVEKANANDAN, N. Quantitative Assessment on Fitting of Gumbel and Frechet Distributions for Extreme Value Analysis of Rainfall. **International Journal of Scientific Research in Science and Technology**, v. 1, n. 2, p. 68-73, 2015.