



Revista Ciência Agronômica

ISSN: 0045-6888

ccarev@ufc.br

Universidade Federal do Ceará
Brasil

Nunes Silva, Ítalo; Branco de Oliveira, Joaquim; de Oliveira Fontes, Larissa; Dirceu Duarte Arraes,
Francisco

Distribuição de frequência da chuva para região Centro-Sul do Ceará, Brasil

Revista Ciência Agronômica, vol. 44, núm. 3, julio-septiembre, 2013, pp. 481-487

Universidade Federal do Ceará
Ceará, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=195326432010>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Distribuição de frequência da chuva para região Centro-Sul do Ceará, Brasil¹

Frequency distribution of rainfall for the South-Central region of Ceará, Brazil

Ítalo Nunes Silva^{2*}, Joaquim Branco de Oliveira³, Larissa de Oliveira Fontes⁴ e Francisco Dirceu Duarte Arraes⁵

RESUMO - Foram analisadas sete distribuições de probabilidade Exponencial, Gama, Log-normal, Normal, Weibull, Gumbel e Beta para a chuva mensal e anual na região Centro-Sul do Ceará, Brasil. Para verificação dos ajustes dos dados às funções densidade de probabilidade foi utilizado o teste não-paramétrico de Kolmogorov-Smirnov com nível de 5% de significância. Os dados de chuva foram obtidos da base de dados da SUDENE registrados durante o período de 1913 a 1989. Para a chuva total anual teve ajuste satisfatório dos dados às distribuições Gama, Gumbel, Normal e Weibull e não ocorreu ajuste às distribuições Exponencial, Log-normal e Beta. Recomenda-se o uso da distribuição Normal para estimar valores de chuva provável anual para a região, por ser um procedimento de fácil aplicação e também pelo bom desempenho nos testes. A distribuição de frequência Gumbel foi a que melhor representou os dados de chuva para o período mensal, com o maior número de ajustes no período chuvoso. No período seco os dados de chuva foram melhores representados pela distribuição Exponencial.

Palavras-chave: Chuvas. Climatologia agrícola. Precipitação (meteorologia) - previsão.

ABSTRACT - Seven probability distributions were analysed: Exponential, Gamma, Log-Normal, Normal, Weibull, Gumbel and Beta, for monthly and annual rainfall in the south-central region of Ceará, Brazil. In order to verify the adjustments of the data to the probability density functions, the non-parametric Kolmogorov-Smirnov test was used with a 5% level of significance. The rainfall data were obtained from the database at SUDENE, recorded from 1913 to 1989. For the total annual rainfall, adjustment of the data to the Gamma, Gumbel, Normal and Weibull distributions was satisfactory, and there was no adjustment to the Exponential, Log-normal and Beta distributions. Use of Normal distribution is recommended to estimate the values of probable annual rainfall in the region, this being a procedure of easy application, performing well in the tests. The Gumbel frequency distribution was the one that best represented rainfall data over a monthly period, with the highest number of adjustments during the rainy season. In the dry season, rainfall data were best represented by an exponential distribution.

Key words: Rains. Agricultural climatology. Precipitation (meteorology) - prediction.

* Autor para correspondência

¹Recebido para publicação em 30/01/2012; aprovado em 07/02/2013

Parte da Monografia do primeiro autor, apresentada ao Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Ceará - Campus Iguatu

²Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia da Universidade Federal Rural do Semi-Árido/UFERSA, Av. Francisco Mota, 572, Bairro Costa e Silva, Mossoró-RN, Brasil, 59.625-900, italonunesilva@gmail.com

³Programa de Pós-Graduação em Fitotecnia da Universidade Federal Rural do Semi-Árido/UFERSA, Prof. M. Sc. em Meteorologia Agrícola do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Ceará - Campus Iguatu, Rodovia Iguatu, Várzea Alegre, Km 05, Iguatu-CE, Brasil, 63.500-000, joaquimbrancodeoliveira@gmail.com

⁴Programa de Pós-Graduação em Agronomia/Fitotecnia da Universidade Federal do Ceará/UFC, Fortaleza-CE, Brasil, larissafontesjp@hotmail.com

⁵Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Sistemas Agrícolas, Departamento de Engenharia de Biossistemas/ESALQ/USP, Piracicaba-SP, Brasil, dirceuarraes@gmail.com

INTRODUÇÃO

A estimativa da chuva com determinado nível de probabilidade é de suma importância para o planejamento agrícola, possibilitando a previsão da melhor época de preparo do solo, colheita, semeadura, aplicação de adubos, defensivos, e lâmina suplementar de irrigação (ÁVILA; MELLO; VIOLA, 2009). A água é responsável por grande parte do desenvolvimento agrário de regiões onde os recursos hídricos são escassos, sendo a chuva a forma mais econômica e ambientalmente adequada de uso da água na agricultura (VIEIRA *et al.*, 2010).

O conhecimento do comportamento e da distribuição das precipitações fornece subsídios para determinar períodos críticos predominantes numa determinada região e condições de fornecer informações que visem reduzir as consequências causadas pelas flutuações do regime pluviométrico, seja pelo emprego da irrigação ou pela implantação de culturas adaptadas à sazonalidade deste regime (JUNQUEIRA JUNIOR *et al.*, 2007). De maneira geral, os projetos de irrigação são dimensionados visando suprir todas as necessidades hídricas da planta, sem levar em conta a parcela provável de precipitação. O dimensionamento de sistemas de irrigação baseia-se, geralmente, em previsões do uso de água pelas culturas. A utilização de estimativas da necessidade de água das culturas sem nenhum critério, ou resultante de modelos, nem sempre são capazes de proporcionar resultados confiáveis.

O aproveitamento dos recursos hídricos de forma adequada requer o conhecimento das probabilidades de ocorrência das chuvas, sendo isto possível com o uso das funções de distribuição de probabilidade de ocorrência (CATALUNHA *et al.*, 2002). Ainda de acordo com Catalunha *et al.* (2002), o uso de funções densidade de probabilidade está diretamente ligado à natureza dos dados a que ela se relaciona. Algumas têm boa capacidade

de estimação para pequeno número de dados, outras requerem grande série de observações. Devido ao número de parâmetros de sua equação, algumas podem assumir diferentes formas, enquadrando-se em um número maior de situações, ou seja, são mais flexíveis. Estudos de ajustes de função de distribuição de probabilidade ou estimativas de probabilidade usando funções de distribuição de probabilidade teóricas em relação a um conjunto de elementos climáticos têm sido desenvolvidos, enfatizando os benefícios no planejamento de atividades que minimizem riscos climáticos (ARRAES *et al.*, 2009; RIBEIRO *et al.*, 2007; SILVA *et al.*, 1998; VIANA *et al.*, 2005).

O objetivo deste trabalho é testar o ajuste dos dados de chuva mensal e anual da região Centro-Sul do estado do Ceará a diferentes funções de distribuição de probabilidade.

MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo envolve a região Centro-Sul do Ceará que ocupa uma área de 142.016 km² e corresponde a 9,6% da Região Nordeste e 2% do país (ANDRADE; SILVEIRA; AZEVEDO *et al.*, 2003). Foram utilizados dados de chuva de 1913 a 1989 coletados em postos pluviométricos localizados nas cidades de Acopiara, Cariús, Cedro, Icó, Iguatu, Lima Campos, Jaguaribe, Orós, Solonópole e Várzea Alegre (Tabela 1), obtidos junto à Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE).

Os postos selecionados para o estudo situam-se na região fisiográfica do sertão nordestino cuja classificação climática de Köppen é do tipo BSw'h', clima quente e semi-árido, caracterizado pela insuficiência das chuvas, com temperaturas elevadas acarretando numa forte evaporação, e tendo apenas duas estações climáticas

Tabela 1 - Localização e características dos postos em estudo para região Centro Sul do Ceará

Nº	Posto	Nº Posto	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Período (anos)
1	Acopiara	3820369	6°11' S	39°40' W	270	1913-1989
2	Cariús	3831006	6°32' S	39°29' W	230	1913-1989
3	Cedro	3831287	6°36' S	39°04' W	246	1913-1989
4	Icó	3822832	6°25' S	38°51' W	160	1913-1989
5	Iguatu	3821742	6°22' S	39°18' W	213	1913-1989
6	Jaguaribe	3812779	5°53' S	38°37 W	120	1913-1989
7	Lima Campos	3822808	6°25' S	38°58' W	180	1913-1989
8	Orós	3822518	6°16' S	38°55' W	188	1913-1989
9	Solonópole	3811498	5°44' S	39°01' W	170	1913-1989
10	Várzea Alegre	3831543	6°47' S	39°18' W	345	1913-1989

bem definidas durante o ano: uma chuvosa e outra seca (ARAUJO *et al.*, 2010; ARRAES *et al.*, 2009).

A homogeneidade dos dados de chuva foi verificada pelo teste de "Run" conforme procedimento descrito por Thom (1966). Foram analisados os totais anuais e mensais de chuva.

As distribuições utilizadas na análise foram:

a) Distribuição exponencial: geralmente aplicada a dados com forte assimetria, ou seja, apresentando uma forma de "J" invertido. Sua função densidade de probabilidade é assim descrita (CATALUNHA *et al.*, 2002):

$$F(x) = \frac{\exp\left(-\frac{x}{\bar{x}}\right)}{\bar{x}} \quad (1)$$

Sua função de distribuição de probabilidade é do tipo:

$$F(x) = \int_0^x \left(\frac{\exp\left(-\frac{u}{\bar{x}}\right)}{\bar{x}} \right) du = 1 - \exp\left(-\frac{x}{\bar{x}}\right) \quad (2)$$

O único parâmetro da distribuição como visto, é a média. Com isso, a função cumulativa de probabilidade assume a forma de:

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x}{\bar{x}}\right) \quad (3)$$

A distribuição exponencial é um caso particular da distribuição Gama com o parâmetro $\alpha = 1$.

b) Distribuição Beta: é uma distribuição definida no intervalo (0,1) com a seguinte função densidade de probabilidade (ASSIS; ARRUDA; PEREIRA, 1996):

$$F(x) = \frac{x^{(\alpha-1)(1-x)^{\beta-1}}}{\beta^{(\alpha,\beta)}} \quad (4)$$

em que, $0 < x < 1$ e $\alpha, \beta > 0$.

A função beta $B(\alpha, \beta)$ é definida por:

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} dx \quad (5)$$

c) Distribuição Gama: se x for uma variável aleatória contínua, tal que $(0 < x < \infty)$, com distribuição Gama de parâmetros $\alpha > 0$ e $\beta > 0$, então a sua função densidade de probabilidade é definida como (JUNQUEIRA JÚNIOR *et al.*, 2007):

$$F(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) ; \text{ para } 0 < x < \infty \quad (6)$$

Algumas formas de estimar os parâmetros da distribuição Gama foram desenvolvidas, contribuindo, junto com a sua flexibilidade de formas, para sua utilização em diversas áreas (HAAN, 1977; CATALUNHA *et al.*, 2002). Os parâmetros α e β foram calculados pelo método da máxima verossimilhança, como propostas por Thom (1958):

$$\hat{\alpha} = \frac{1 + \sqrt{1 + \frac{3}{4[\ln(\bar{x}) - x_g]}}}{4[\ln(\bar{x}) - x_g]} \quad (7)$$

O estimador do parâmetro β poderá ser obtido por:

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (8)$$

em que, x é a média aritmética; x_g é a média geométrica das observações.

Sendo $F(x)$ a probabilidade de ocorrência de um evento menor ou igual a x , pode-se escrever que a função de distribuição acumulada de probabilidade é representada pela função Gama incompleta, segundo Thom (1958):

$$F(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^x u^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{u}{\beta}\right) du \quad (9)$$

em que, $F(x)$ é a probabilidade de ocorrer um valor menor ou igual a x ; x é a variável aleatória contínua; $\Gamma(\alpha)$ é a função Gama do parâmetro alfa; α é o parâmetro de forma da variável aleatória x ; β é o parâmetro de escala da variável aleatória x ; u é a variável aparente utilizada para integração.

A função de distribuição acumulada da distribuição Gama possui uma integral, que pode ser resolvida por métodos numéricos ou pelo desenvolvimento de uma expansão em série (Equação 10 e 11) conforme Assis, Arruda e Pereira (1996):

$$F(t) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_0^t u^{\alpha-1} \exp(-u) du \quad (10)$$

$$F(t) = \frac{t^\alpha}{\alpha \Gamma(\alpha) \exp(t)} \left[1 + \frac{t}{\alpha+1} + \frac{t^2}{(\alpha+1)(\alpha+2)} + \frac{t^3}{(\alpha+1)(\alpha+2)(\alpha+3)} + \dots \right] \quad (11)$$

em que, $t = x/\beta$, é uma aproximação da distribuição Gama por expansão em série.

d) Distribuição Log-normal: conforme Ribeiro *et al.* (2007), a função densidade da distribuição Log-normal a dois e três parâmetros (Equação 12).

$$F(x) = \frac{1}{(x-a)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{[\ln(x-a)-\mu]^2}{2\sigma^2}\right) \quad (12)$$

em que, $F(x)$ é a função densidade de probabilidade da variável; μ é a média dos logaritmos da variável x ; σ é o desvio-padrão dos logaritmos da variável x ; a é o limite inferior da amostra.

Para encontrar a probabilidade de que uma variável aleatória x tendo distribuição Log-normal, assuma valores entre a e b ($a \leq x \leq b$), tem-se:

$$F(a \leq x \leq b) = \int_a^b \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{[\ln(x-a)-\mu]^2}{2\sigma^2}\right) dx \quad (13)$$

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 (CATALUNHA *et al.*, 2002).

e) Distribuição Normal: tem função densidade de probabilidade da seguinte forma (ASTOLPHO *et al.*, 2005; MARTIN; STORCK; DOURADO NETO, 2007):

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right); \text{ para } -\infty < x < +\infty \quad (14)$$

em que, μ é a média.

A probabilidade de que x assuma valores menores ou iguais a um dado x quando x é $N(\mu, \sigma^2)$, é estimada por:

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \quad (15)$$

Essa equação não pode ser resolvida analiticamente sem o uso de métodos de integração aproximada. Por esse motivo, usa-se a transformação $Z = (x - \mu)/\sigma$, a variável Z tem distribuição Normal com média zero e variância um [$N(0,1)$]. A variável Z é chamada variável reduzida e a Equação 15 pode ser reescrita na seguinte forma:

$$F(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z \exp\left(-\frac{Z^2}{2}\right) dz; \text{ para } -\infty \leq Z \leq +\infty \quad (16)$$

f) Distribuição Weibull: conforme Catalunha *et al.* (2002) sua função de densidade de probabilidade mais comumente apresentada conforme a Equação 17:

$$F(x) = \frac{\gamma}{\beta} \left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^{\gamma-1} \exp\left[-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^\gamma\right]; \text{ para } x \geq \alpha \quad (17)$$

sendo $F(x) = 0$ para outros intervalos, e $\alpha \geq 0$, $\beta > 0$, $\gamma > 0$ são os parâmetros da distribuição.

g) Distribuição Gumbel: ou distribuição tipo I de Fisher-Tippet tem sua função de densidade de probabilidade conforme Beijo, Muniz e Castro Neto (2005) e Naghettini; Pinto, (2007) da seguinte forma:

$$F(x) = \frac{1}{\beta} \exp\left(-\frac{x-\alpha}{\beta}\right) \exp\left(-\exp\left(-\frac{x-\alpha}{\beta}\right)\right) \quad (18)$$

em que, α é o parâmetro de posição; β é o parâmetro de escala.

Sua função de distribuição acumulada é dada pela Equação 19, sendo que o sinal \pm no segundo expoente, refere-se aos valores extremos máximos (sinal negativo) e mínimos (sinal positivo).

$$F(x) = \exp\left(-\exp\pm\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)\right) \quad (19)$$

A aderência das distribuições aos dados observados foi verificada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) conforme procedimentos descritos por Assis, Arruda e Pereira (1996). Este teste foi introduzido por Kolmogorov e Smirnov como metodologia para sua aplicação, pode-se considerar $F(x)$ a proporção dos valores esperados menores ou iguais a x e $S(x)$ é a proporção dos valores observados menores ou iguais a x , portanto utilizasse o módulo do desvio máximo observado (Dobs):

$$\text{Dobs} = \text{Máx} [F(x) - S(x)] \quad (20)$$

Para isto compara-se o valor do desvio máximo observado com o desvio máximo crítico (D_{crit}); se $Dobs$ for menor que D_{crit} , existe concordância entre as frequências observadas e esperadas, a amostra provém de uma população que segue a distribuição de probabilidade testada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores de chuva mensal da região em estudo apresentaram dois períodos distintos, sendo o primeiro correspondente aos meses chuvosos (janeiro a maio) e o segundo correspondente aos meses secos (junho a dezembro). Períodos esses coincidentes com as características sazonais da região estudada.

No período chuvoso os melhores ajustes dos dados foram para as distribuições Gumbel, em 90% dos postos, no mês abril, e 50% dos postos em janeiro e Weibull, em 60% dos postos para fevereiro e 50% dos postos para maio (Tabela 2), sendo as únicas distribuições que tiveram aderências em todos os meses desse período. Resultado semelhante ocorreu para a cidade de Santa Maria (RS), onde Silva *et al.* (2007) perceberam o bom comportamento dos dados à distribuição Weibull nas épocas chuvosas. Já para Táchira, na Venezuela, as distribuições de Gumbel e Weibull não apresentaram resultados satisfatórios (LYRA *et al.*, 2006).

No período seco, predominou a distribuição exponencial com o ajuste dos dados em todos os meses que correspondem ao período seco chegando a 80% dos ajustes nos meses de junho e novembro, seguida pela distribuição beta com 30 % de ajustes no mês de outubro sem nenhum ajuste em junho (Tabela 2). O bom desempenho da distribuição exponencial pode ser explicado pela maior frequência observada nas classes iniciais, decrescendo suavemente, em forma de "J" invertido, com forte assimetria (LYRA *et al.*, 2006). Blain *et al.* (2007) encontraram resultados semelhantes nos meses secos estudando a chuva mensal no posto meteorológico do Instituto Agronômico, em Campinas (SP).

Para os totais anuais de chuva destaca-se a distribuição Normal (Tabela 2) com 50% dos ajustes seguida pelas distribuições Gama, Weibull e Gumbel com 20; 20 e 10% das aderências respectivamente. Em estudo realizado para a cidade de Tangará da Serra (MT), Martins *et al.* (2010), utilizando a distribuição de probabilidade Gama, encontraram boa adequação dos dados à distribuição de probabilidade testada segundo teste KS, resultados semelhantes foram encontrados por Soccol *et al.* (2009) em estudo realizado para a cidade de Lages, Santa Catarina, Murta *et al.* (2005) em estudo realizado para o sudoeste da Bahia e por Beijo *et al.* (2003) com a distribuição de Weibull, em períodos mensais para a cidade de Jaboticabal (SP).

Em julho foi observado o bom desempenho da exponencial seguida pela de Gama nos postos de Icó, Jaguaripe, Lima Campos e Várzea Alegre (Tabela 3). Isso se deve em parte à distribuição exponencial ser um caso particular da gama, com seu parâmetro de forma (α) igual a 1 (CATALUNHA *et al.*, 2002). Estudando o comportamento dos períodos secos e chuvosos no município de Garanhuns (PE), Andrade *et al.* (2008) concluíram que os dados apresentaram bom ajuste à distribuição Gama, corroborando com Ribeiro *et al.* (2007) que encontram também resultados satisfatórios para estimar a precipitação provável para a região de Barbacena (MG).

Destaca-se o bom desempenho da distribuição Gumbel no mês de abril (Tabela 3), período chuvoso, onde só não houve ajuste dos dados do posto Jaguaripe. Mesmos resultados foram encontrados por Beijo, Muniz e Castro Neto (2005) estudando a distribuição Gumbel para a região de Lavras (MG), onde os melhores resultados foram nos meses com maior índice de chuva.

Tabela 2 - Porcentagem de aderências das funções de distribuição de probabilidade de chuva mensal e anual nos postos de Acopiara, Cariús, Cedro, Icó, Iguatu, Jaguaripe, Lima Campos, Orós, Solonópole e Várzea Alegre, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) com nível de 5%

FDP	Porcentagem de aderência												
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	AN
EX	20	0	0	0	0	80	40	60	60	50	80	70	0
GA	10	10	0	0	10	0	40	10	0	0	0	0	20
GU	50	20	20	90	40	0	0	0	10	10	0	0	10
NO	0	0	40	0	0	0	0	0	10	0	0	0	50
LN	0	10	0	0	0	0	0	10	0	0	0	0	0
WE	20	60	40	10	50	20	0	0	0	0	0	10	20
BE	0	0	0	0	0	0	20	10	10	30	20	20	0
SIG	0	0	0	0	0	0	0	10	10	10	0	0	0

FDP - Funções de distribuição de probabilidade; AN - Anual; EX - Exponencial; GA - Gama; GU - Gumbel; NO - Normal; LN - Log-normal; WE - Weibull; BE - Beta; SIG - Significativo a 5%: os dados amostrais não se ajustaram a nenhuma das distribuições avaliadas

Tabela 3 - Funções de distribuições de probabilidade que melhor se ajustaram a chuva mensal e anual nos postos de Acopiara, Cariús, Cedro, Icó, Iguatu, Jaguaribe, Lima Campos, Oros, Solonópole e Várzea Alegre, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) com nível de 5%

EST	Distribuições de probabilidade												
	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	AN
ACO	GU	WE	GU	GU	WE	EX	BE	LN	EX	BE	BE	EX	NO
CAR	WE	WE	WE	GU	WE	WE	EX	EX	BE	EX	EX	EX	GU
CED	WE	WE	WE	GU	WE	EX	EX	EX	GU	EX	EX	EX	GA
ICO	GU	WE	WE	GU	WE	EX	GA	GA	EX	BE	EX	EX	GA
IGT	EX	GU	NO	GU	GU	EX	EX	EX	EX	BE	EX	BE	NO
JAG	GU	GA	NO	WE	WE	WE	GA	EX	*	EX	BE	WE	WE
LMC	GU	LN	NO	GU	GU	EX	GA	EX	EX	EX	EX	EX	WE
ORO	GU	GU	GU	GU	GA	EX	BE	BE	EX	GU	EX	EX	NO
SOL	EX	WE	NO	GU	GU	EX	EX	EX	NO	*	EX	BE	NO
VZA	GA	WE	WE	GU	GU	EX	GA	*	EX	EX	EX	EX	NO

EST - Estação; AN - Anual; ACO - Acopiara; CAR - Cariús; CED - Cedro; ICO - Icó; IGT - Iguatu; JAG - Jaguaribe; LMC - lima campos; ORO - Orós; SOL - Solonópole; VZA - Várzea alegre; EX - Exponencial; GA - Gama; GU - Gumbel; NO - Normal; LN - Log-normal; WE - Weibull; BE - Beta;

*Significativo a 5%: os dados amostrais não se ajustaram a nenhuma das distribuições avaliadas

Em março, a distribuição Normal apresentou bom desempenho nos postos Iguatu, Jaguaribe, Lima Campos e Solonópole (Tabela 3), provavelmente por ser o mês o qual raramente se verifica ausência de chuva. Junqueira Júnior *et al.* (2007), estimando precipitação provável com a distribuição Normal, verificaram resultados não satisfatórios em seu estudo para a região de Madre Deus (MG).

A distribuição Log-normal (Tabela 3) obteve maior índice de rejeição, tanto para os meses chuvosos como para os mais secos. Observou-se ajuste dos dados de chuva à distribuição apenas nos postos de Acopiara e Lima Campos em agosto e fevereiro respectivamente. Junqueira Júnior *et al.* (2007) em estudo realizado para a região de Madre de Deus encontraram a distribuição Log-normal como a mais adequada para períodos mensais.

Para os meses de agosto, setembro e outubro, nos postos de Jaguaribe, Solonópole e Várzea Alegre não houve ajuste dos dados a nenhuma das distribuições testadas. Lyra *et al.* (2006) também não observou ajuste dos dados a nenhuma distribuição testada para os mesmos meses em Táchira, Venezuela.

CONCLUSÕES

1. A chuva total anual teve ajuste satisfatório para as distribuições Gama, Gumbel, Normal e Weibull e não se ajustou às distribuições Exponencial, Log-normal e Beta;

2. Recomenda-se o uso da distribuição Normal para estimar valores de chuva provável anual para a região, por ser um procedimento de fácil aplicação e também pelo bom desempenho nos testes;
3. A distribuição de frequência Gumbel foi a que melhor representou os dados de chuva para o período mensal, com o maior número de ajustes no período chuvoso;
4. No período seco os dados de chuva foram melhores representados pela distribuição Exponencial.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, A. R. *et al.* Estudo do comportamento de períodos secos e chuvosos no município Garanhuns, PE, para fins de planejamento agrícola. **Pesquisa Aplicada e Agrotecnologia**, v. 1, n. 1, p. 55-61, 2008.
- ANDRADE, E. M.; SILVEIRA, S. S.; AZEVEDO, B. M. Investigação da estrutura multivariada da evapotranspiração na região Centro-Sul do Ceará pela análise de componentes principais. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 8, n. 1, p. 39-44, 2003.
- ARRAES, F. D. D. *et al.* Estimativa do balanço hídrico para as condições climáticas Iguatu, Ceará, usando modelo estocástico. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, v. 3, n. 2, p. 78-87, 2009.
- ARAÚJO, E. M. *et al.* Aplicação de seis distribuições de probabilidade a séries de temperatura máxima em Iguatu - CE. **Revista Ciência Agronômica**, v. 41, n. 1, 36-45, 2010.

- ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. **Aplicações de estatística à climatologia:** teoria e prática. Pelotas: UFPel, 1996. 161 p.
- ASTOLPHO, F. et al. Regionalização de riscos de ocorrência de temperaturas mínimas absolutas anuais para o estado de São Paulo com base em modelos probabilísticos e digitais de elevação. **Bragantia**, v. 64, n. 1, p. 139-148, 2005.
- ÁVILA, 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, p. 906-915, 2009. Suplemento.
- BEIJO, L. A. et al. Estudo da precipitação máxima em Jaboticabal (SP) pela distribuição de Gumbel utilizando dois métodos de estimação dos parâmetros. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 11, n. 01, p. 141-147, 2003.
- BEIJO, L. A.; MUNIZ, J. A.; CASTRO NETO, P. Tempo de retorno das precipitações máximas em lavras (MG) pela distribuição de valores extremos do tipo I. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 29, n. 3, p.657-667, 2005.
- BLAIN, G. C. et al. Distribuição temporal da precipitação pluvial mensal observada no posto meteorológico do instituto agronômico, em Campinas, SP. **Bragantia**, v. 66, n. 2, p. 347-355, 2007.
- CATALUNHA, M. J. et al. Aplicação de cinco funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 10, n. 1, p. 153-162, 2002.
- JUNQUEIRA JÚNIOR, J. A. et al. 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, 2007.
- LYRA, G. B. I. I. et al. Regiões homogêneas e funções de distribuição de probabilidade da precipitação pluvial no estado de Táchira, Venezuela. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 41, n. 2, p. 205-215, 2006.
- MARTIN, T. N.; STORCK, L.; DOURADO NETO, D. Simulação estocástica da radiação fotossinteticamente ativa e da temperatura do ar por diferentes métodos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 42, n. 9, p. 1211-1219, 2007.
- MARTINS, J. A. et al. Probabilidade de precipitação para a microrregião de Tangará da Serra, Estado do Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 40, n. 3, p. 291-296, 2010.
- MURTA, R. M. I. et al. Precipitação pluvial mensal em níveis de probabilidade pela distribuição gama para duas localidades do sudoeste da Bahia. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 29, n. 5, p. 988-994, 2005.
- NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 552 p.
- RIBEIRO, B. T. et al. Comparação de distribuições de probabilidade e estimativa da precipitação provável para região de Barbacena, MG. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 31, n. 5, p. 1297-1302, 2007.
- SILVA, F. C. et al. Distribuição e frequência da evapotranspiração de referência de Cruz das Almas, BA. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 2, n. 3, p.284-286, 1998.
- SILVA, J. C. et al. Análise de distribuição de chuva para Santa Maria, RS. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 11, n. 1, p. 67-72, 2007.
- SOCCOL, O. J.; CARDOSO, C. O.; MIQUELLUTI, D. J. Análise da precipitação mensal provável para o município de Lages, SC. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 6, p. 569-574, 2009.
- THOM, H. C. S. A note on the gamma distribution. **Monthly Weather Review**, v. 86, p. 117-122, 1958.
- THOM, H. C. S. **Some methods of climatological analysis**. Roma: FAO, 1966. 50 p.
- VIEIRA, J. P. G. et al. Estudo da precipitação mensal durante a estação chuvosa em Diamentina, Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n. 7, p. 762-767, 2010.
- VIANA, T. V. A. et al. Análise estocástica dos déficits e dos excedentes hídricos mensais em Fortaleza, CE. **Revista Ciência Agronômica**, v. 36, n. 3, p. 391-395, 2005.