ISSN:1984-2295

Revista Brasileira de Geografia Física

Homepage: www.ufpe.br/rbgfe

Uso de Distribuições de Probabilidades para Ajuste aos Dados de Precipitação Mensal do Estado de Sergipe

Wellington Jorge Cavalcanti Lundgren¹; Inajá Francisco de Sousa²; Antenor de Oliveira Aguiar Netto³

¹Prof. Adjunto da Universidade Federal Rural de Pernambuco-UFRPE/UASt. Fazenda Saco, s/n. Serra Talhada-PE;

²Prof. Adjunto da Universidade Federal de Sergipe-UFS. São Cristóvão-SE. E-mail: inajafrancisco@gmail.com; ³Prof. da Universidade Federal de Sergipe-UFS. São Cristóvão-SE. E-mail: antenor.ufs@gmail.com. E-mail para correspondência: wellingtonlundgren@yahoo.com.br (Lundgren, W.J.C.).

Artigo submetido em 05/11/2014 e aceito em 26/03/2015.

RESUMO

As precipitações pluviométricas mensais coletadas por 72 estações meteorológicas espalhadas por todo o Estado de Sergipe entre os anos de 1912 até 2012 foram utilizadas na construção de histogramas para cada um dos doze meses do ano. Seis distribuições de probabilidades: Normal, Exponencial, Lognormal, Beta, Gama e Weibull foram testadas para ajuste com os dados observados usando o teste de aderência qui-quadrado. Não foi possível ajuste de nenhuma distribuição para os meses de fevereiro, maio, junho, agosto, setembro e outubro. Das seis distribuições testadas, apenas Beta, Gama e Weibull se ajustaram juntas ou em separado a alguns dos outros seis meses. A distribuição Beta foi a que obteve mais adaptabilidade aos dados observados ajustando-se a quatro dos seis meses, as distribuições Gama e Weibull só conseguiram ajuste a três e dois dos seis meses cada uma respectivamente. Chegamos à conclusão de que as chuvas mensais para todo o estado de Sergipe, não puderam ser ajustadas para todos os meses pelas distribuições de probabilidades testadas.

Palavras-Chave: precipitação pluvial, estatística, modelagem.

Use of Probability Distributions for Adjustment to Monthly Precipitation Data of the Sergipe State

ABSTRACT

The monthly rainfall collected by 72 weather stations scattered throughout the Sergipe State between the years 1912 through 2012 were used in the construction of histograms for each of the twelve months of the year. Six probability distributions: Normal, Exponential, Lognormal, Beta, Gamma and Weibull were tested for fit to the observed data using the chi-square test of grip. Unable to fit any distribution for the months of February, May, June, August, September and October. Only Beta, Gamma and Weibull distributions was adjusted together or separately some of the other six months. The Beta distribution is the one with more adaptability to the observed data adjusting to four of the six months, Gamma and Weibull distributions were only able to fit three and two of six months each respectively. It is concluded that monthly rainfall for the entire Sergipe state, could not be adjusted for each month by probability distributions tested.

Keywords: rainfall, statistics, modeling.

Introdução

O Estado de Sergipe está posicionado no setor Nordeste do Brasil, aonde grande parte do seu território está localizado dentro do semiárido, neste setor da região a precipitação média anual é em torno de 500 mm/ano, tendo uma distribuição bastante irregular tanto espacial como temporal. Com isso, a produção

agrícola desenvolvida torna-se dependente do comportamento desta variável. De acordo com (Uvo, 1989), a quadra chuvosa nessa região concentra-se entre os meses de fevereiro a maio, sendo basicamente dependente do deslocamento para o Hemisfério Sul da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), que

contribui com, aproximadamente, de 70 a 80% da distribuição da chuva.

Nos setores Agreste e Litoral do Estado existe uma melhor distribuição das chuvas, isso ocorre em função do posicionamento geográfico, os valores climatológicos observados chegam a ultrapassar os 1.000 mm. Esse comportamento pluviométrico é favorecido pela incursão de diversos sistemas meteorológicos na região Leste do NEB, como: frentes frias (Kousky, 1979), ondas de leste (Yamazaki e Rao 1977; Chan, 1990), vórtices ciclônicos da troposfera superior (Kousky e Gan, 1981) e sistemas de brisas marítimas-terrestre (Kousky, 1980).

Diante da importância que a precipitação pluviométrica exerce sobre o estado de Sergipe, objetivou-se, neste trabalho, avaliar, através de diversas distribuições de probabilidades, se existe ajuste aos

dados de chuva mensal de todo o estado de Sergipe, com a finalidade de identificar qual das distribuições testadas se ajustam melhor aos dados observados, usando para tal o teste de aderência qui-quadrado.

Material e Métodos

Dados mensais de precipitação pluvial de até 100 anos, entre 1912 e 2012, observados em setenta e dois postos instalados no estado de Sergipe, pertencentes à Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) e à Secretaria do Meio Ambiente e dos Recursos Hídricos (SEMARH), foram utilizados para analisar o comportamento da precipitação através de diversas distribuições de probabilidades. Na Figura 1 está representada a divisão climática e distribuição geral dos postos pluviométricos no Estado.

Figura 1. Mapa de estado de Sergipe com sua divisão climática à esquerda e localização dos postos pluviométricos à direita.

As características de cada uma das distribuições testadas são descritas a seguir:

- 1) Distribuição Normal – Segundo Hogg e Fall (1970), é a distribuição de probabilidade mais utilizada na estatística.
- 2) O gráfico tem forma de sino e é simétrico em relação à média; a variável aleatória pode assumir valores entre $-\infty \leq X \leq +\infty$ cuja função densidade de probabilidade é definida por dois únicos parâmetros a média e o desvio padrão, os estimadores de seus parâmetros, são, respectivamente, a média e o desvio padrão amostral. Na estatística é comum que algumas conclusões tomadas se baseiem no fato de que a distribuição é Normal, daí vem a grande importância dessa distribuição.

No início do século XIX, Gauss desenvolveu a função densidade de probabilidade para a distribuição Normal; essa função é descrita por Meyer (1978) como sendo:

$$f(X; \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \alpha)^2}{2\beta^2}\right) \quad -\infty \leq x, \alpha \leq +\infty; \beta \geq 0 \quad (1)$$

em que: α é a média populacional; β é o desvio padrão populacional.

A representação $X \approx N(\alpha, \beta^2)$ é comumente utilizada quando a distribuição é Normal, com média α e variância β^2 .

Sua função distribuição é:

$$F(X; \alpha, \beta^2) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\beta\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\alpha)^2}{2\beta^2}\right) dx$$

$$-\infty \leq x, \alpha \leq +\infty; \beta \geq 0 \quad (2)$$

A função (2) não pode ser integrada analiticamente, o artifício utilizado é o uso da equação (3) que transforma a distribuição original em uma nova distribuição chamada Normal Padrão com média zero e variância 1, através da seguinte fórmula:

$$Z = \frac{x-\alpha}{\beta} \quad (3)$$

Em que: Z é o valor da nova variável conhecida como normal reduzida; α é a média populacional; β é o desvio padrão populacional.

A notação dessa distribuição é similar sendo: $Z \approx N(0,1)$. As probabilidades acumuladas desta nova variável Z, já estão tabeladas e são de uso comum.

3) Distribuição Exponencial – Esta distribuição é muito utilizada na estimação de tempo de vida útil de aparelhos eletroeletrônicos, é comum seu uso quando se deseja estimar o tempo em que uma empresa de prestação de serviços ocasionais será chamada novamente. No geral ela é utilizada na estimação do tempo até que o evento de interesse ocorra. Louzada-Neto e Caetano (2007) ajustaram o tempo útil de equipamentos eletrônicos utilizando a função densidade da distribuição Exponencial. A forma do gráfico é um J invertido e a função densidade de probabilidade é possuir apenas um parâmetro (α) estimado como o inverso da média, sua forma é:

$$f(x; \alpha) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (4)$$

em que: α é o parâmetro da função, que se na maioria dos casos a quantidade de ocorrências dentro de um período de tempo; e é o número de Euler; x é o valor da variável aleatória.

A função distribuição da Exponencial é:

$$F(x; \lambda) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (5)$$

4) Distribuição Lognormal – Se $Y = \ln(X)$, em que $\ln$ é o logaritmo neperiano, acompanhar uma distribuição normal, então diremos que X tem distribuição Lognormal. Martins e Sellitto (2006) afirmam que o tempo que um animal leva até responder a um

determinado estímulo, assim como também o tempo gasto para a manutenção de maquinários de uma fábrica possuem distribuição Lognormal. O gráfico da distribuição Lognormal assume formas dependendo dos valores de seus parâmetros. Sua função densidade pode ser apresentada por duas diferentes estruturas com dois ou três parâmetros, a função de três parâmetros é nomeada de forma geral da função densidade da distribuição Lognormal, essa função tem a seguinte estrutura:

$$f(x; \alpha, \beta, m) = \frac{e^{-\frac{(\ln(x-\alpha))^2}{2\beta^2}}}{(x-\alpha)\beta\sqrt{2\pi}}$$

$$x \geq \alpha; m, \beta > 0 \quad (6)$$

Segundo Limpert et al. (2001), α é o parâmetro de locação, β é o parâmetro de forma e o m é o parâmetro escalar, nesse artigo usaremos apenas a função de dois parâmetros, que é uma simplificação da forma geral. Uma forma de estimação para os parâmetros da Lognormal comumente utilizada é a máxima verossimilhança. Valverde et al. (2004) recomendam o método dos momentos quando os dados são de hidrologia, eles também afirmam que é possível estimar os parâmetros graficamente, colocando os dados em um papel de probabilidades. Balasooriya e Balakrishnan (2000) sugerem um processo gráfico, onde o número de amostras pode ser relativamente pequeno. No presente artigo usaremos os estimadores de alfa e beta (7) e (8), respectivamente,

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)}{n} \quad (7)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(x_i - \hat{\alpha}))^2}{n} \quad (8)$$

em que: $\hat{\alpha}$ é a estimativa de alfa; $\hat{\beta}$ é a estimativa de beta; n é o número de dados coletados.

A função densidade de probabilidade tem a seguinte forma:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{e^{-\frac{(\ln(x)-\alpha)^2}{2\beta^2}}}{x\beta\sqrt{2\pi}}$$

$$x, \beta > 0; \alpha \geq 0 \quad (9)$$

Segundo Bertoldo et al. (2008), a função distribuição da lognormal tem a seguinte estrutura:

$$F(x; \alpha, \beta) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{\ln(x) - \alpha}{\beta\sqrt{2}} \right) \right]$$

$$x, \beta > 0; \alpha \geq 0 \quad (10)$$

em que: erf é a função erro, definida como:

$$\operatorname{erf}(z) \equiv \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt, \quad t \geq 0 \quad (11)$$

5) Distribuição Gama – Originalmente a distribuição Gama foi utilizada na estimação do tempo de falha de equipamentos, testes de confiabilidade e em tempo gasto até que um equipamento com falha retorne a funcionar. Morais et al. (2001), Murta et al. (2005) e Lyra et al. (2006) utilizaram a distribuição Gama para dados pluviométricos. Sua função densidade de probabilidade é a que segue:

$$f(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}, & x \geq 0; \alpha, \beta > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (12)$$

em que: X é a variável aleatória; α é o parâmetro de forma e β o parâmetro de locação; $\Gamma(\alpha)$ é a seguinte função conhecida como gama:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (13)$$

A função distribuição é definida como:

$$F(x) = \frac{Y(\alpha, \beta x)}{\Gamma(\alpha)} \quad (14)$$

em que:

$$Y(a, x) = \int_0^x t^{a-1} e^{-t} dt \quad (15)$$

A função (15) é chamada de função gama incompleta. A estimação dos parâmetros da função Gama ainda não é um problema resolvido, muitos trabalhos tratam da incerteza na estimação de seus parâmetros; Botelho e Morais (1999), Neto et al (2005), Damé et al. (2007), Coit e Jin (2000) e Zaizai et al. (2000) mostram métodos para a estimação de seus parâmetros. Na presente pesquisa foram utilizadas como estimadores as equações (16) para Beta e (17) para alfa.

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (16)$$

$$\hat{\alpha} \approx \frac{0,5}{\log(\bar{x}) - \log(\hat{\beta})} \quad (17)$$

Em que: $\bar{x}$ é a média amostral da variável aleatória; $\hat{\beta}$ e $\hat{\alpha}$ são as estimativas dos parâmetros alfa e beta respectivamente; $\log(\bar{x})$ é a média amostral dos logaritmos.

6) Distribuição Beta – A distribuição Beta só aceita valores no conjunto dos Reais dentro do intervalo [0,1], esta distribuição é útil quando se quer analisar proporções, Marques Júnior et al. (1995) usaram a distribuição Beta para analisar a velocidade dos ventos. O gráfico dessa distribuição assume diversas formas variando com os valores dos parâmetros alfa e beta. Tem função densidade de probabilidade igual à apresentada em (18).

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}, \quad 0 \leq x \leq 1 \quad (18)$$

em que: α e β são parâmetros, $B(\alpha, \beta)$ é a função Beta. Para ajustar a frequência do ataque de doenças em plantio de feijões Dalla et al. (2003) usaram a função Beta, que definiram como sendo:

$$B(x, y) = \int_0^1 t^{x-1}(1-t)^{y-1} dt, \quad x, y > 0 \quad (19)$$

Os parâmetros alfa e beta, segundo sugestão de Dorp e Mazzuchi (2000), são estimados pelas equações (20) e (21), respectivamente.

$$\hat{\alpha} = \bar{x} \left(\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{\sigma^2} - 1 \right) \quad (20)$$

$$\hat{\beta} = (1 - \bar{x}) \left(\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{\sigma^2} - 1 \right) \quad (21)$$

Em que: $\bar{x}$ é a média amostral; σ é o desvio padrão amostral.

7) Distribuição de Weibull – Muito utilizada em tempo de vida e tempo de falhas em equipamentos. Em estudo sobre a sobrevivência de *Acari phytoseiidae*, Reis e Haddad (1997) usaram a distribuição de Weibull; a função densidade de probabilidade dessa distribuição toma a forma (22).

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha}, \quad x \geq 0; \alpha, \beta > 0 \quad (22)$$

em que: α e β são parâmetros de forma e de escala, respectivamente.

Para estimar os parâmetros da função Weibull pode-se usar o método máxima verossimilhança que é trabalhosa como pode ser verificado pela equação (23), para essa estimação de parâmetros é preciso construir uma tabela de distribuição de classe por frequência. Também pode ser utilizado o processo gráfico, menos preciso, porém mais simples. Cohen (1965) comparou três métodos amostrais no resultado da estimação dos parâmetros da função densidade da Weibull, ele não detectou diferença entre os três métodos amostrais.

Neste processo é necessário construir uma tabela de distribuição de frequência por classes e resolver as equações (23) e (24).

$$\begin{aligned} & \frac{1}{\alpha} \sum_{i=1}^{F_e} N_i + \sum_{i=1}^{F_e} N_i \ln \left(\frac{T_i}{\beta} \right) \\ & - \sum_{i=1}^S N'_i \left(\frac{T'_i}{\beta} \right)^\alpha \ln \left(\frac{T'_i}{\beta} \right) \\ & + \sum_{i=1}^{FI} N''_i \frac{-(T''_{Li})^\alpha \ln \left(\frac{T''_{Li}}{\beta} \right) R''_{Li}}{R''_{Li} - R''_{Ri}} \\ & + \frac{\left(\frac{T''_{Ri}}{\beta} \right)^\alpha \ln \left(\frac{T''_{Ri}}{\beta} \right) R''_{Ri}}{R''_{Li} - R''_{Ri}} = 0 \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} & -\frac{\alpha}{\beta} \sum_{i=1}^{F_e} N_i + \frac{\alpha}{\beta} \sum_{i=1}^{F_e} N_i \left(\frac{T_i}{\beta} \right)^\beta + \frac{\alpha}{\beta} \sum_{i=1}^S N'_i \left(\frac{T'_i}{\beta} \right)^\beta \\ & + \sum_{i=1}^{FI} N''_i \frac{\alpha \left(\frac{T''_{Li}}{\beta} \right)^\beta R''_{Li} - \left(\frac{T''_{Ri}}{\beta} \right)^\beta R''_{Ri}}{R''_{Li} - R''_{Ri}} = 0 \end{aligned} \quad (24)$$

em que: F_e É o número de classes; N_i é a frequência simples da i -ésima classe; β é o parâmetro estimado de beta; α É o parâmetro estimado de alfa; T_i é o ponto médio da i -ésima classe; S é o número de classes que tiveram frequência simples igual à zero; T'_i é o ponto médio da i -ésima classe onde as frequências simples foram iguais à zero; FI é a amplitude total da tabela de distribuição de frequência de classe; N''_i é a amplitude de cada uma das i -ésimas classes; T''_{Li} é o limite inferior de cada uma das i -ésimas classes; T''_{Ri} é o limite superior de cada uma das i -ésimas classes.

A função distribuição tem a seguinte forma:

$$F(x; \alpha, \beta) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha} \quad (25)$$

Para verificar se os dados amostrais se ajustam a uma determinada distribuição de probabilidade, podemos usar um teste de aderência, o teste qui-quadrado foi utilizado no presente artigo. O teste do

qui-quadrado é realizado com os valores agrupados em classes, tendo a restrição de que nenhuma das classes pode ter uma frequência simples menor que cinco.

A análise estatística utilizada na verificação de ajuste da distribuição aos dados observados foi o p-valor, se este valor fosse superior a 0,05 aceitaríamos H_0 . Para o teste qui-quadrado foi usado o *software* Minitab. Para a construção dos gráficos e das tabelas de distribuição de frequência por classe foi usado o Excel. As funções distribuição de probabilidade de cada uma das distribuições de probabilidade testadas foram as do Excel.

Após as estimativas dos parâmetros das distribuições de probabilidade conseguidas pelos estimadores usados neste trabalho foi utilizado o ajuste manual de tentativa e erro, buscando conseguir o maior p-valor possível.

Resultados e Discussão

Seis histogramas, um para cada mês em que foi possível o ajuste dos dados observados a uma das distribuições de probabilidade estão apresentados na Figura 2.

Apenas seis dos doze meses do ano permitiram ajuste de alguma das distribuições de probabilidade. Os meses de abril e julho permitiram ajuste por mais de uma distribuição, o mês de abril permitiu ajuste pelas distribuições de Weibull, Beta e Gama e o mês de julho permitiu ajuste para as distribuições Beta e Gama.

O mês de janeiro, em particular, permitiu o ajuste com a distribuição de Weibull, porém com o p-valor aproximadamente igual a 0,05; a diferenciação com o valor 0,05 ficou na sexta casa decimal após a vírgula (0,050001), isso mostra que o ajuste ficou no limite de aceitação, ou seja, é um mês que para aceitar a distribuição Weibull como uma boa estimadora de chuvas para janeiro, provoca uma incerteza Será que ela forneceu um bom ajuste?

Novembro, dezembro, janeiro e março possuem histogramas com a forma de um J invertido; essa forma de distribuição geralmente pode ser ajustada pela distribuição exponencial ou distribuições que acompanhem esse comportamento. A forma de um J invertido se deve ao grande número de valores sem precipitação (zero) no sertão e agreste, onde essa época do ano é caracterizada pelo período seco.

Abril e julho tiveram histogramas com crescimento das colunas até a segunda e terceira classe de precipitação respectivamente e posterior decréscimo das colunas, com assimetria à esquerda indicando que as chuvas de pequena intensidade são mais comuns nessa época do ano. Essa característica dos histogramas pode ser acompanhada por vários modelos probabilísticos e o ajuste não enfrenta dificuldades. O

mês de abril foi ajustado por três distribuições e julho por duas.

Para os meses de fevereiro, maio, junho, agosto, setembro e outubro não foi possível ajuste para nenhuma das seis distribuições de probabilidade testadas, os histogramas desses seis meses estão apresentados na Figura 3.

O não ajuste de distribuições para os meses de fevereiro e outubro foi uma surpresa, a forma dos histogramas é propícia para o ajuste em cinco das distribuições testadas (forma de J invertido) apenas a distribuição Normal não se ajusta ao formato apresentado. A distribuição que mais se aproximou do ajuste foi a Beta para o mês de fevereiro e Gama para outubro.

Para o mês de outubro notamos a elevada frequência observada na primeira classe (800) seguida de uma diminuição abrupta de menos que a metade (400) do valor da primeira classe na frequência da segunda classe seguida de queda na terceira classe e aumento na quarta classe, essa diferença acentuada seguida de oscilação para maior e depois para menor das frequências observadas pode ter dificultado o ajuste visto que os modelos probabilísticos testados não preveem quedas ou aumentos tão abruptos da frequência esperada de uma classe para outra e esperam comportamentos não oscilatórios nas frequências esperadas.

Figura 2. Distribuição das chuvas para os meses em que foi possível ajuste de alguma das distribuições de probabilidade.

Os outros quatro meses maio, junho, agosto e setembro possuem histogramas particularmente difíceis

de ajuste para as distribuições utilizadas nesse artigo. Nota-se nos quatro histogramas comportamento oscilatório não esperado.

Para o mês de maio temos da segunda classe para a primeira, aumento da frequência observada, da terceira para a segunda, aumento mais acentuado do que da segunda para a primeira classe, seguido de queda da quarta para a terceira e novamente aumento da quinta para a quarta classe. Esse mesmo comportamento pode ser observado nos meses de agosto, setembro e novembro ocorrendo em classes diferentes das que foram descritas para o mês de maio.

Essas oscilações dificultam as estimativas provocando um aumento da diferença entre os valores observados e os esperados, refletindo no aumento do valor do qui-quadrado não permitindo a aceitação de H_0 ao nível escolhido de 5%.

A escolha dos parâmetros de cada uma das distribuições de probabilidade testadas é fundamental para que o ajuste seja o melhor possível, a Tabela 1 apresenta os valores dos parâmetros utilizados para cada uma das distribuições testadas para cada um dos doze meses do ano.

a) A distribuição Exponencial não ajustou nenhum dos meses, esse fato não era esperado, pois os meses de janeiro, fevereiro, março, setembro, outubro, novembro e dezembro possuem histogramas em forma de J invertido, formato apresentado pela distribuição exponencial, porém, as oscilações comentadas e a curva acentuada entre a primeira e a segunda classe dificultam o ajuste para essa distribuição.

b) A distribuição Normal tem a característica de ter a curva simétrica em relação à média, característica não apresentada pelos histogramas de nenhum dos meses do ano, esse fato por si só poderia ter descartado o uso dessa distribuição como possível de ajuste às precipitações testadas. Souza et al. (2010) observaram que as distribuições Exponencial e Normal não se ajustaram a chuvas do sertão pernambucano devido à particularidade de acúmulo intenso de períodos sem nenhuma precipitação mensal na região do semiárido.

c) A distribuição Lognormal pode assumir diversas formas dependendo apenas dos seus parâmetros *alfa* e *beta*, porém, não se ajustou a nenhum dos meses do ano para as chuvas do estado de Sergipe,

esperávamos que o ajuste fosse possível para as situações de J invertido visto que a distribuição pode apresentar curva bastante acentuada quando *alfa* e *beta* são valores próximos.

d) A distribuição Lognormal pode assumir diversas formas dependendo apenas dos seus parâmetros *alfa* e *beta*, porém, não se ajustou a nenhum dos meses do ano para as chuvas do estado de Sergipe, esperávamos que o ajuste fosse possível para as situações de J invertido já que a distribuição pode apresentar curva bastante acentuada quando *alfa* e *beta* são valores próximos.

e) A distribuição Beta se mostrou apropriada para o maior número de meses, março, abril, julho e novembro. As formas dos histogramas desses quatro meses possuem formas bem distintas, março e novembro têm forma de J invertido, apenas essa distribuição conseguiu ajuste para esses dois meses. Abril e julho possuem forte assimetria à esquerda, mas essa característica não é indicativa de dificuldade para ajuste, visto que várias distribuições conseguem acompanhar esse comportamento.

f) A distribuição Gama se ajustou aos meses de abril, julho e dezembro, ajustando-se a dois meses ajustados pela distribuição Beta os meses de abril e julho e ajustando-se ao mês de dezembro que possui forma de J invertido com curva muito acentuada entre a primeira e a segunda classe.

g) A distribuição de Weibull é bastante utilizada em trabalhos pluviométricos (González e Donaire, 2000; Amorim e Pereira, 2008; Euclydes et al., 2001), em nossa pesquisa sua eficácia só foi possível ser verificada em dois meses, janeiro e abril. Para janeiro, essa distribuição foi a única que se ajustou a esse mês, porém com a ressalva de que o ajuste a 5% forneceu o p-valor de 0,50001, ou seja, poderia também ter sido rejeitada, para que esse fato tivesse ocorrido bastava ter pego uma amostra a mais ou a menos que poderíamos ter conseguido o p-valor menor que 5%, em outras palavras, a confiança na utilização da distribuição de Weibull para estimar chuvas no Estado de Sergipe não nos deixa confortáveis e seguros. O mês de abril também foi ajustado pelas distribuições *beta* e *gama*; o formato do histograma facilitou os ajustes por essas três distribuições.

Figura 3. Histogramas das chuvas para os meses em que não foi possível ajuste das distribuições de probabilidade.

Tabela 1. Valores dos parâmetros das distribuições de probabilidade testadas para a pluviometria mensal. Para a Normal α = Média amostral e β = Desvio Padrão amostral. Os p-valores em negrito indica ajuste.

Mês	Distribuições								
	Exponencial			Normal			Lognormal		
	α	p-valor		α	β	p-valor	α	β	p-valor
Jan	0,0226	0,0000		37	60	0,0000	3,246	1,166	0,0000
Fev	0,0159	0,0081		54,9	78,5	0,0000	3,722	1,051	0,0000
Mar	0,0123	0,0000		70	80	0,0000	3,997	1,136	0,0000
Abr	0,0075	0,0000		121	116	0,0000	4,561	0,999	0,0000
Mai	0,0057	0,0000		165	154	0,0000	4,847	0,934	0,0000
Jun	0,0064	0,0000		150	112	0,0000	4,830	0,736	0,0000
Jul	0,0068	0,0000		144	102	0,0000	4,811	0,639	0,0000
Ago	0,0101	0,0000		95	70	0,0000	4,358	0,780	0,0000
Set	0,0159	0,0000		58	55	0,0000	3,788	1,079	0,0000
Out	0,0226	0,0000		37	62	0,0000	3,209	1,490	0,0000
Nov	0,0242	0,0000		31	61	0,0000	3,077	1,573	0,0000
Dez	0,0247	0,0000		30	66	0,0000	3,009	1,365	0,0000
Mês	Distribuições								
	Beta			Gama			Weibull		
	α	β	p-valor	α	β	p-valor	α	β	p-valor

Jan	0,733	9,252	0,0000	0,811	52,56	0,0163	40,718	0,8834	0,0500
Fev	0,928	16,366	0,0257	0,989	62,69	0,0029	62,040	1,002	0,0027
Mar	0,981	7,621	0,1826	1,084	73,47	0,0001	81,278	1,066	0,0012
Abr	1,257	7,872	0,7347	1,428	91,23	0,2046	139,300	1,251	0,8854
Mai	1,377	9,309	0,0000	1,564	110,833	0,0005	187,771	1,301	0,0000
Jun	2,140	18,841	0,0195	2,339	65,997	0,0185	172,961	1,625	0,0000
Jul	2,542	49,608	0,4541	2,862	54,213	0,4456	163,367	1,697	0,0000
Ago	1,976	16,171	0,0000	2,718	44,396	0,0000	108,198	1,591	0,0010
Set	1,097	6,825	0,0000	1,238	49,513	0,0000	64,202	1,159	0,0000
Out	0,569	3,190	0,0000	0,647	68,296	0,0000	38,920	0,763	0,0000
Nov	0,507	4,900	0,0721	0,555	75,629	0,0000	34,921	0,702	0,0000
Dez	0,548	7,113	0,0396	0,600	64,012	0,4043	32,616	0,747	0,0391

Conclusões

1. Existe grande dificuldade para encontrar uma distribuição única de probabilidade que ajuste as chuvas do Estado de Sergipe para todos os meses do ano. Para isso foi necessário o uso de três diferentes distribuições a Beta, a Gama e a de Weibull, sendo a Beta a mais eficaz, ajustando quatro dos doze meses.

2. A dificuldade encontrada talvez se deva aos diferentes comportamentos das chuvas dependendo da região dentro do estado. As chuvas coletadas no sertão tem comportamento totalmente diverso do encontrado nas regiões litorâneas.

3. As distribuições Exponencial, Normal e Lognormal não se ajustaram a nenhum dos meses do ano, chegamos à conclusão que particularmente a Normal não é útil para ajustar chuvas no Estado de Sergipe.

4. Existe a necessidade de encontrar uma distribuição de probabilidade para ajustar as chuvas do estado.

Referências

- Amorim, S.V. de., Pereira, D.J. de A., 2008. Estudo comparativo dos métodos de dimensionamento para reservatórios utilizados em aproveitamento de água pluvial. *Revista Ambiente Construído* 8, 53-66.
- Balasooriya, U., Balakrishnan, N., 2000. Reliability sampling plans for lognormal distribution based on progressively-censored samples. *IEEE Transactions on Reliability* 49, 199-203.
- Bertoldo, G., Gouvea, A. de, Alves, L.F.A., 2008. Plano de amostragem para *Dichopelmus notus* (Eriophyidae) na cultura da erva-mate. *Ciência Rural* 38, 601-606.
- Botelho, V.A., Morais, A.R., 1999. Estimativas dos parâmetros da distribuição gama de dados pluviométricos do Município de Lavras, Estado de Minas Gerais. *Ciência e Agrotecnologia* 23, 697-706.
- Chan, C.S., 1990. Análise de distúrbios ondulatórios de leste sobre o Oceano Atlântico Equatorial Sul. (INPE-5222-TDL/437).

Cohen, A.C., 1965. Maximum likelihood estimation in the Weibull distribution based on complete and on censored samples. *Tecnometrics* 7, 579-588.

Coit, D.W., Jin, T., 2000. Gamma distribution parameter estimation for field reliability data with missing failure times. *IIE Transactions* 32, 1161-1166.

Dalla Pria, M., Amorim, L., Bergamin Filho, A., 2003. Quantificação de componentes monocíclicos da antracnose do feijoeiro. *Fitopat. Bras.* 28, 401-407.

Damé, R. de C.F., Teixeira, C.F.A., Lorensi, R.P., 2007. Simulação de precipitação com duração horária mediante o uso do modelo bartlett-lewis do pulso retangular modificado. *Rev. Bras. Agrocência* 13, 13-18.

Dorp, J.R.V., Mazzuchi, T.A., 2000. Solving for the parameters of a beta distribution under two quantile constraints. *Journal of Statistical Computation and Simulation* 67, 189-201.

Euclides, H.P., Ferreira, P.A., Rubert, O.A.V., Santos, R.M. dos, 2001. Regionalização hidrológica na bacia do alto São Francisco a montante da barragem de Três Marias-Minas Gerais. *Rev. Bras. de Recursos Hídricos* 6, 81-105.

González, M.E.P.E., Donaire, J.J.S., 2000. Distribuciones estadísticas ajustadas a las series temporales de totales anuales de precipitación en España: aspectos geográficos. *Rev. Geographicalia* 38, 11-29.

Hogg, R.V., McKean, J., Craig, A.T., 1970. *Introduction to Mathematical Statistics*. Ed. Collier Macmillan International. 5 Ed. New York.

Kousky, V.E., 1980. Diurnal rainfall variation on Northeast Brazil. *Mon. Wea. Rev.* 108, 488-498.

Kousky, V.E., 1979. Frontal influences on Northeast Brazil. *Mon. Wea. Rev.* 107, 1140-1153.

Kousky, V.E., Gan, A., 1981. Upper tropospheric cyclonic vortices in the tropical South Atlantic. *Tellus* 33, 538-551.

Limpert, E., Stahel, W.A., Abbt, M., 2001. Log-normal Distributions across the sciences: Keys and Clues. *BioScience* 51, 341-352.

Louzada-Neto, F., Caetano, S.L., 2007. Controle de qualidade via dados acelerados com distribuição

- exponencial e relação estresse-resposta. Lei de potência inversa. Rev. Mat. Estat. 25, 85-98.
- Lyra, G.B., Garcia, B.I.L., Piedade, S.M.S., Sediya, G.C., Sentelhas, P.C., 2006. Regiões homogêneas e funções de distribuição de probabilidade da precipitação pluvial no Estado de Táchira, Venezuela. Revista Agropecuária Brasileira 41, 205-215.
- Marques Júnior, S., Valadão, L.T., Vieira, A.R.R., Moura, M.V.T. de, 1995. Análise de dados de vento para a região de Botucatu - SP utilizando a distribuição Beta. Rev. Bras. de Agromet. 3, 129-132.
- Martins, J.C., Sellitto, M.A., 2006. Análise da estratégia de manutenção de uma concessionária de energia elétrica com base em estudos de confiabilidade. XXVI ENEGEP - Fortaleza, CE, Brasil, 9 a 11 de outubro de 2006.
- Meyer, P.L., 1978. Probabilidade: aplicações à estatística. Ed. Livros Técnicos e Científicos. São Paulo.
- Morais, A.R. de, Botelho, V.A.V.A., Carvalho, L.G. de, Muniz, J.A., Lage, G., 2001. Estimativa da precipitação provável em Lavras (MG) através da distribuição gama. Rev. Bras. de Agromet. 9, 305-310.
- Murta, R.M., Teodoro, S.M., Bonomo, P., Chaves, M.A., 2005. Precipitação pluvial mensal em níveis de probabilidade pela distribuição gama para duas localidades do sudoeste da Bahia. Ciênc. Agrotec. 29, 988-994.
- Neto, D.D., Assis, J.P. de, Timm, L.C., Manfron, P.A., Sparovek, G., Martin, T.N., 2005. Ajuste de modelos de distribuição de probabilidade a séries históricas de precipitação pluvial diária em Piracicaba-SP. Rev. Bras. Agromet. 13, 273-283.
- Reis, P.R., Haddad, M.L., 1997. Distribuição de Weibull como Modelo de Sobrevivência de *Iphiseiodes zuluagai* Denmark & Muma (Acari: phytoseiidae). An. Soc. Entomol. 26, 441-444.
- Souza, I.F., Lundgren, W.J.C., Netto, A.O.A., 2010. Comparação entre distribuições de probabilidades da precipitação mensal no estado de Pernambuco. Rev. Scientia Plena 6, 1-10.
- Uvo, C.B., 1989. A Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) e sua relação com a precipitação na Região Nordeste do Brasil. Dissertação (Mestrado em Meteorologia)-INPE, São José dos Campos.
- Valverde, A.E.L., Leite, H.G., Silva, D.D. da, Pruski, F.F., 2004. Momentos-I: teoria e aplicação em hidrologia. R. Árvore 28, 927-933.
- Yamazaki, Y., Rao, V.B., 1977. Tropical cloudiness over the South Atlantic Ocean. Journal of the Meteorological Society of Japan 55, 203-207.
- Zaizai, Y., Junling, M.A., Zankan, N., 2000. A new estimate of shape parameter in the family of Gamma distribution. Applied Mathematics. A Journal of Chinese Universities 15, 419-424.