

# COMPARAÇÃO ENTRE DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADES DA PRECIPITAÇÃO MENSAL NO ESTADO DE PERNAMBUCO

I. F. Souza<sup>1</sup>, W.J. C. Lundgren<sup>2</sup>, A. O. A. Netto<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidade Federal de Sergipe, 49100-000, São Cristóvão-SE, Brasil

<sup>2</sup> Universidade Federal Rural de Pernambuco, 569000-000, Serra Talhada-PE, Brasil

ifsousa@ufs.br

(Recebido em 08 de maio de 2010; aceito em 30 de junho de 2010)

---

Foram selecionados dados mensais de precipitação pluviométrica de 28 municípios do Estado de Pernambuco localizados na região semi-árida, no período de 1963 a 1991 totalizando 28 anos. Com os dados de precipitação foram construídos histogramas para cada um dos doze meses do ano, para tanto foram utilizadas seis distribuições de probabilidades: Normal, Exponencial, Lognormal, Beta, Gama e Weibull, em seguida fez-se um teste para de ajuste com os dados de precipitação através do teste qui-quadrado para 95% de confiança. Foram encontrados os seguintes resultados as distribuições Normal e Exponencial não conseguiram modelar nenhum dos meses de estudo, a distribuição Lognormal se mostrou adequada para os meses de Julho, Agosto, Setembro e Outubro, considerado período de baixo índice pluviométrico para o Estado. A distribuição Gama não se ajustou aos meses de fevereiro e março, a distribuição de Weibull não conseguiu modelar apenas o mês de fevereiro, a distribuição Beta se ajustou bem a todos os meses do ano. Os parâmetros para cada uma das distribuições estudadas foram calculados e tabelados. Nesse estudo ficou evidenciado que a distribuição mais completa para os municípios localizados no semi-árido pernambucano utilizados neste estudo foi a distribuição Beta.

Palavras-chave: precipitação pluviométrica, distribuição de probabilidade, modelagem.

Monthly data for rainfall of 28 municipalities in the state of Pernambuco, which is located in the semiarid region, were selected from the period of 1963 to 1991 totaling, 28 years. With rainfall data, histograms were constructed for each of the twelve months of the year, both were used for six probability distributions: Normal, Exponential, Lognormal, Beta, Gamma and Weibull, then it was made a test of fit with the rainfall data using the chi-square for 95% confidence. It was found as a result that the Normal and Exponential distributions could not model any of the months of study, the lognormal distribution was adequate for the months of July, August, September and October, considered as a period of low rainfall for the state. The gamma distribution doesn't fit the months of February and March, the Weibull distribution could not model only the month of February, the Beta distribution fit well for all months of the year. The parameters for each of the distributions studied were calculated and tabulated. This study showed that the most complete distribution to the municipalities located in the semi-arid of Pernambuco used in this study, was the Beta distribution.

Keywords: rainfall, probability distribution, modeling

---

## 1. INTRODUÇÃO

Na agricultura de sequeiro a precipitação pluviométrica se constitui na variável meteorológica de maior importância para a produção agrícola. A alta variabilidade das chuvas provoca, invariavelmente, incertezas na colheita, particularmente no semi-árido nordestino, onde a agricultura é basicamente praticada com cultivos de subsistência. Além disso, a ocorrência de períodos sem precipitação dentro da estação chuvosa (veranicos) agrava mais ainda o flagelo das secas. A chuva em determinada época do ano pode ser útil ou prejudicial à agricultura, dependendo se coincide ou não como o período vegetativo ou de colheita de determinadas culturas. Por exemplo, a ocorrência de veranicos nas fases de floração ou de maturação de uma cultura é prejudicial, entretanto na etapa de colheita é benéfico.

O estudo climatológico das diversas variáveis do tempo é de extrema importância, tendo em vista o impacto ambiental que a anomalia dessas componentes provoca no clima regional. A precipitação pluvial é um dos elementos meteorológicos que exerce mais influência sobre condições ambientais. Além do efeito direto sobre o balanço hídrico, exerce influência indiretamente sobre outras variáveis, tais como:

temperatura do ar e do solo, a umidade relativa do ar e a radiação solar que, no conjunto atuam como fatores básicos para o crescimento e desenvolvimento das plantas.

O período principal de chuvas no Nordeste tem início em fevereiro com término em maio, sendo a Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), o principal sistema meteorológico provocador de chuva nesse período. Também há outros sistemas meteorológicos que agem sobre a região Nordeste são as frentes frias (Serra, 1941; Aragão 1976; Kousky, 1979), as ondas de leste (Yamazaki e Rao 1977; Chan, 1990), os vórtices ciclônicos da troposfera superior (Aragão, 1976; Virji, 1981; Kousky e Gan, 1981), sistemas de brisas marítimas-terrestre (Kousky, 1980), e movimentos para este de células convectivas tropicais de circulação direta de larga escala associadas com a Oscilação de 30-60 dias de Madden e Julian (Kayano et al., 1990).

Várias ferramentas podem ser utilizadas para detectar padrões de ocorrências de um fenômeno no tempo. A principal é a análise temporal que possibilita, entre outras coisas, em procurar periodicidades relevantes nos dados através, por exemplo, de análise espectral.

Estes fatores fazem com que os padrões de distribuição de chuvas durante os dias do ano, em particular nos meses chuvoso, não sejam regulares.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste trabalho foram os totais mensais de precipitação registrados nos postos pluviométricos do semi-árido pernambucano, adquiridos através do LAMEP – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco órgão pertencente ao Instituto Tecnológico de Pernambuco – ITEP, referente aos anos de 1963 até 1991. Os municípios do semi-árido pernambucano utilizados neste estudo estão apresentados na Figura 01.

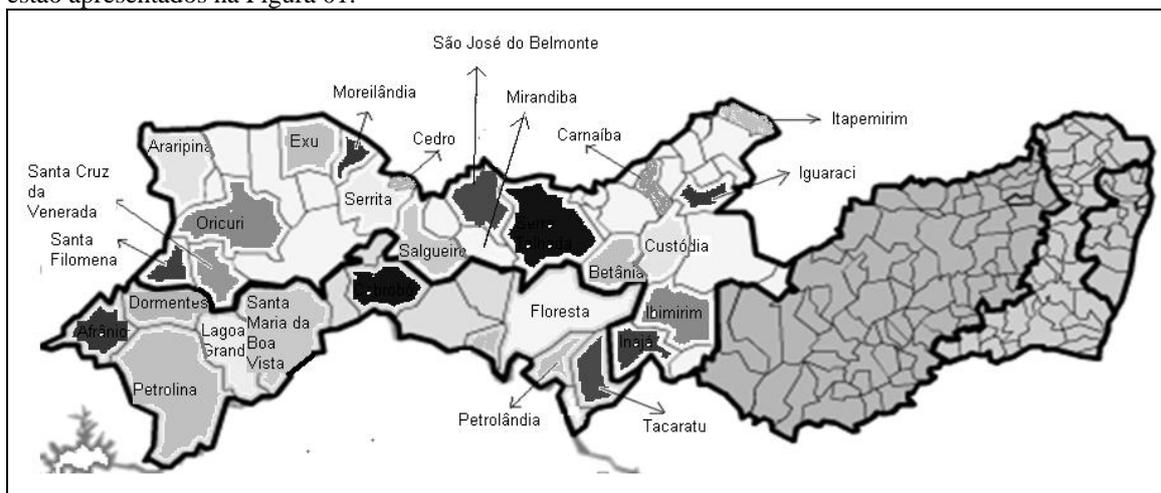


Figura 1: Mapa do estado de Pernambuco com municípios onde foram coletados os dados de precipitação pluviométrica.

Seis distribuições de probabilidade foram ajustadas aos dados de precipitação e comparadas entre si:

Distribuição Normal – Esta distribuição é a mais importante dentro da estatística Hogg & Fall (1970). Ela se caracteriza por ser aplicada quando uma variável aleatória é contínua, a probabilidade de um determinado valor ser menor ou maior do que a média serem iguais e é inteiramente definida por dois únicos parâmetros a alfa (média) e beta (desvio padrão), estes parâmetros são estimados pela média amostral e variância amostral respectivamente. Seu gráfico toma a forma estilizada de um sino e é simétrico a partir da média. Sua importância se deve ao fato de que varias conclusões em que se baseia a estatística exigem que os dados possuam esta distribuição, além da sua utilização em diversos campos da ciência, como por exemplo, a biologia, física, economia, astronomia etc. sua função densidade de probabilidade foi desenvolvida por Gauss no início do século XIX 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:  $\alpha$  é a média e  $\beta$  é o desvio padrão.

Se uma variável possui distribuição normal com média  $\alpha$  e variância  $\beta^2$  costuma-se representá-la como:

$$X \approx N(\alpha, \beta^2)$$

Sua função distribuição é definida como:

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

Esta função não pode ser integrada analiticamente, porém, ela pode ser transformada em uma distribuição normal com média zero e variância 1, através da seguinte fórmula:

$$Z = \frac{x - \alpha}{\beta}$$

em que:  $Z$  é o valor da nova variável conhecida como normal reduzida.

Esta distribuição é conhecida como normal padrão,  $Z \approx N(0,1)$  as probabilidades acumuladas desta nova variável  $Z$ , já estão tabeladas e são de uso comum.

Distribuição Exponencial – Esta distribuição ocorre em diversas situações práticas do dia a dia, os seguintes exemplos de distribuição exponencial são bons demonstrativos de quando ela ocorre, desejamos saber a probabilidade de que um certo equipamento continue funcionando ao longo do tempo, quando os serviços prestados por uma empresa para clientes externos ou internos são de duração variável, a duração do atendimento do caixa de um banco ou de postos de saúde, o tempo necessário até que certo evento de interesse ocorra etc. Louzada-Neto & Caetano (2007), ajustaram tempo de vida em equipamentos eletrônicos usando a função densidade da distribuição Exponencial. Seu gráfico tem a forma de um J invertido e sua função densidade de probabilidade é composta apenas da variável aleatória e de um parâmetro ( $\alpha$ ) geralmente estimado como sendo o inverso da média, possui a seguinte forma:

$$f(x; \alpha) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (3)$$

em que:  $\alpha$  é o parâmetro da função, que geralmente refere-se ao número de ocorrências dentro de um determinado tempo  $e$  é o número de Euler.

A função distribuição da distribuição Exponencial é dada por:

$$F(x; \lambda) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & X \geq 0 \\ 0, & X < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Distribuição Lognormal – Diremos que uma variável aleatória  $X$  possui distribuição Lognormal se  $Y = \ln(X)$ , onde o  $\ln$  é o logaritmo natural, possuir uma distribuição normal. Esta distribuição costuma ocorrer em diversos fenômenos naturais, tais como: o tempo de resposta de animais a um estímulo físico, o tempo de paralisação de um sistema para sua manutenção também obedece a uma distribuição lognormal, Martins & Sellitto (2006). Seu gráfico assume formas definidas através dos parâmetros utilizados em sua função densidade que pode ser apresentada de duas maneiras diferentes possuindo dois ou três parâmetros, sendo a função de três parâmetros conhecida como forma geral da função densidade da distribuição Lognormal, a função de forma geral tem a seguinte estrutura:

$$f(x; \alpha, \beta, m) = \frac{e^{-\left(\frac{\ln(x-\alpha)}{m}\right)^2 / 2\beta^2}}{(x-\alpha)\beta\sqrt{2\pi}} \quad x \geq \alpha; m, \beta > 0 \quad (5)$$

O Parâmetro  $\alpha$  é chamado de parâmetro de locação, o parâmetro  $\beta$  é o parâmetro de forma e o  $m$  é o chamado de parâmetro escalar, em nosso trabalho usaremos a função de apenas dois parâmetros, que é uma simplificação da forma geral, Limpert et al. (2001). Os dois parâmetros podem ser estimados pela máxima verossimilhança, porém existem outras formas de estimação destes parâmetros, Valverde et al. (2004) sugerem o método dos momentos na estimação de parâmetros de varias distribuições e entre elas a Lognormal para dados de hidrologia, é possível estimar os parâmetros graficamente, colocando os dados em um papel de probabilidades, Balasooriya & Balakrishnan (2000) sugerem um processo gráfico, onde o número de amostras pode ser relativamente pequeno. Neste trabalho utilizaremos os seguintes estimadores de alfa e beta:

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)}{n} \quad (6)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(x_i - \hat{\alpha}))^2}{n} \quad (7)$$

em que:  $\hat{\alpha}$  é a estimativa de alfa,  $\hat{\beta}$  é a estimativa de beta e  $n$  é o número de dados coletados. Podemos apresentar a função densidade de probabilidade com a seguinte forma:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{e^{-(\ln(x) - \alpha)^2 / 2\beta^2}}{x\beta\sqrt{2\pi}} \quad x, \beta > 0; \alpha \geq 0 \quad (8)$$

Bertoldo et al. (2008) definem a função distribuição da lognormal com a seguinte estrutura:

$$F(x; \alpha, \beta) = \frac{1}{2} \left[ 1 + \operatorname{erf} \left( \frac{\ln(x) - \alpha}{\beta\sqrt{2}} \right) \right] \quad (9)$$

em que: erf é uma função chamada de erro, definida como:

$$\operatorname{erf}(z) \equiv \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt, \quad t \geq 0 \quad (10)$$

Distribuição Gama – Esta distribuição é utilizada no tempo de falha de equipamentos, em testes de confiabilidade e em tempo de retorno de um equipamento com falha, Morais et al. (2001), Murta et al. (2005) e Lyra et al (2006) empregam esta distribuição em dados pluviométricos. Sua função densidade de probabilidade tem a seguinte forma:

$$f(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}, & x \geq 0, \alpha, \beta > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (11)$$

em que:  $X$  é a variável aleatória,  $\alpha$  e  $\beta$  são os parâmetros de forma e de locação respectivamente. Em que  $\Gamma(\alpha)$  é a função gama que é definida como sendo:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx \quad (12)$$

Sua função distribuição é:

$$F(x) = \frac{\Upsilon(\alpha, \beta x)}{\Gamma(\alpha)} \quad (13)$$

em que:

$$\Upsilon(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt \quad (14)$$

É chamada de função gama incompleta. Existe certa dificuldade nas estimativas dos parâmetros da função densidade de probabilidade da distribuição gama, muitos trabalhos tratam da incerteza na

estimação de seus parâmetros, Botelho & Morais (1999), Neto et al (2005), Damé et al. (2007), Coit & Jin (2000) e Zaizai et al. (2000) sugerem alguns métodos para estas estimações. Neste trabalho usaremos os seguintes estimadores para alfa e beta:

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (15)$$

$$\hat{\alpha} \approx \frac{0,5}{\overline{\log(\bar{x})} - \log(x)} \quad (16)$$

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

Distribuição Beta – A principal característica da distribuição Beta é que ela só aceita valores dentro do intervalo contínuo [0,1], esta distribuição é apropriada para analisar proporções, Júnior et al. (1995) analisou velocidade dos ventos utilizando a distribuição Beta. Seu gráfico pode assumir diversas formas dependendo dos dois parâmetros de forma alfa e beta. Sua função densidade de probabilidade é dada por:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}, \quad 0 \leq x \leq 1 \quad (17)$$

em que:  $\alpha$  e  $\beta$  são os parâmetros de forma. Enquanto que  $B(\alpha, \beta)$  é a função Beta, Pria et al. (2003) usaram a função Beta para ajustar o ataque de doenças em feijoeiros eles definiram esta função como:

$$B(x, y) = \int_0^1 t^{x-1} (1-t)^{y-1} dt, \quad x, y > 0 \quad (18)$$

A estimação dos parâmetros alfa e beta é sugerida por Dorp & Mazzuchi (2000) é realizada através das equações:

$$\hat{\alpha} = \bar{x} \left( \frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{\sigma^2} - 1 \right) \quad (19)$$

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

em que:  $\bar{x}$  é a média da variável aleatória,  $\sigma$  é o desvio padrão.

Distribuição de Weibull – Esta distribuição é utilizada em estudos de tempo de vida e previsão de falhas em equipamentos, Reis & Haddad (1997) utilizaram esta distribuição para ajustar modelo de sobrevivência do Acari Phytoseiidae. O nome da distribuição se deve ao seu criador Waloddi Weibull, sua função densidade de probabilidade é escrita na forma:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{x}{\beta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha}, \quad x \geq 0; \alpha, \beta > 0 \quad (21)$$

em que:  $\alpha$  é o parâmetro de forma,  $\beta$  é o parâmetro de escala.

A estimação dos parâmetros da função Weibull pode ser realizada por processos gráficos e é bastante trabalhosa quando utilizado o processo de máxima verossimilhança, Cohen (1965) comparou o resultado de estimação dos parâmetros através da máxima verossimilhança para três processos amostrais diferentes. Neste processo é necessário construir uma tabela de distribuição de classes e posteriormente resolver duas equações:

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

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

em que:  $F_e$  é o número de classes dos dados,  $N_i$  é a frequência simples da  $i$ -ésima classe,  $\beta$  é o parâmetro beta a ser estimado,  $\alpha$  é o parâmetro alfa a ser estimado,  $T_i$  é o ponto médio da  $i$ -ésima classe,  $S$  é o número de classes onde a frequência simples foi zero,  $T'_i$  é o ponto médio da  $i$ -ésima classe onde o número da frequência simples foi zero,  $FI$  é a amplitude total da distribuição de frequência de classe,  $N''_i$  é a amplitude da  $i$ -ésima classe,  $T''_{Li}$  é o limite inferior da  $i$ -ésima classe,  $T''_{Ri}$  é o limite superior da  $i$ -ésima classe.

A função distribuição apresenta-se na seguinte forma:  $F(x; \alpha, \beta) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha}$

Quando tentamos ajustar dados amostrais a uma determinada distribuição de probabilidade, é necessário realizar um teste de aderência para verificar se os dados se comportam segundo a distribuição escolhida, neste trabalho usaremos o teste qui-quadrado, este teste é de uso comum em vários campos da ciência, ele se baseia na resolução da seguinte equação:

$$\chi^2_{(n-1)} = \frac{(F_{O_i} - F_{E_i})^2}{F_{E_i}}$$

em que:  $\chi^2_{(n-1)}$  é o valor calculado da distribuição qui-quadrado com  $n-1$  graus de liberdade,  $F_{O_i}$  é a frequência observada nos dados para  $i$ -ésima classe,  $F_{E_i}$  é a frequência esperada nos dados para a  $i$ -ésima classe.

O valor do qui-quadrado calculado, será comparado ao valor tabelado da distribuição qui-quadrado com  $n-1$  graus de liberdade, 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.

Para efeito de teste de aderência usamos o  $p$ -valor, o  $p$ -valor fornece a área à direita na distribuição (no caso, distribuição qui-quadrado) a partir do valor calculado na equação (26), se este valor for superior a 0,05, aceitaremos  $H_0$ , o  $p$ -valor só é utilizado para valores de 0,05 para o erro tipo I. O software Minitab foi utilizado para os testes de qui-quadrado. O software Excel foi usado para a construção de gráficos, tabelas de distribuição de frequência por classe e cálculo dos valores esperados para as seis distribuições comparadas.

Todos os estimadores para cada uma das distribuições foi utilizado como passo inicial, às estimativas fornecidas por eles serão ajustadas pelo processo de tentativa e erro, até que se consiga o máximo  $p$ -valor possível.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram construídos histogramas com os dados de cada um dos meses, no total de 12 histogramas, e para cada mês, foram ajustados dados esperados para cada uma das seis distribuições. Os gráficos para todos os 12 meses ajustados a distribuição Beta estão apresentados na Figura 2. Os meses de grande escassez de chuvas na região semi-árida correspondentes a junho, julho, agosto, setembro e outubro, foram os que apresentaram as maiores dificuldades de ajuste aos parâmetros, para que se comportassem dentro das distribuições que os modelam.

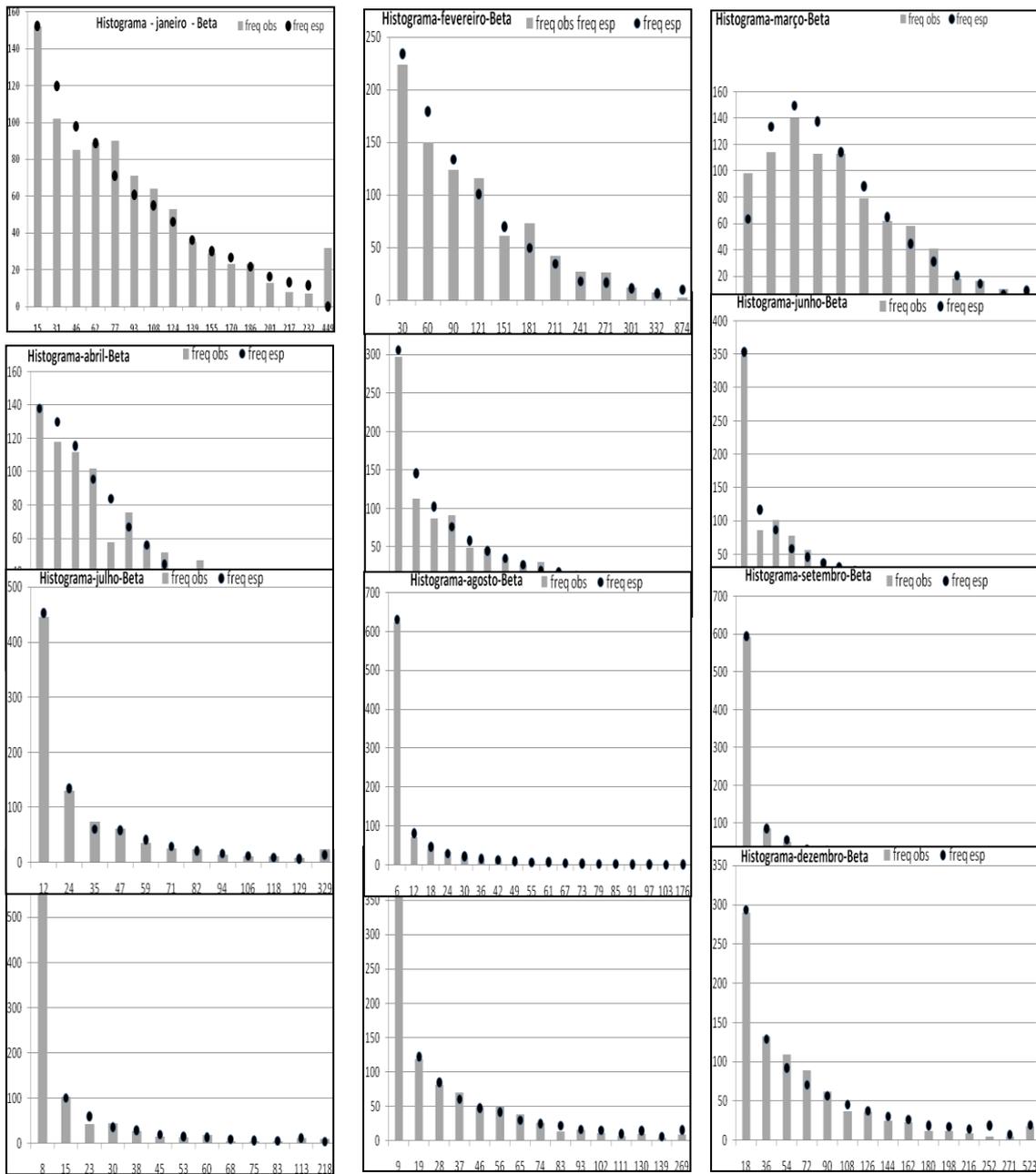


Figura 2: Histogramas das chuvas durante os meses ajustados a distribuição Beta.

Na Tabela 1 abaixo podemos ver as distribuições que se adequaram a cada um dos meses do ano e o p-valor fornecido.

A distribuição normal não conseguiu modelar a chuva da região em nenhum dos meses do ano, fato que intuitivamente já era esperado devido à forma de joga invertido apresentado pelo histograma, em uma distribuição Normal os dados se agrupam simetricamente em torno da média, fornecendo um gráfico em forma de sino, os dois parâmetros utilizados nessa distribuição são a média e a variância. Apenas o mês de março apresentou uma forma assimétrica de sino, porém o p-valor forneceu um resultado de apenas 0,002, e em fevereiro o p-valor foi de 0,006, em todos os outros meses os p-valores foram muito próximos a zero, não permitindo aceitar a hipótese de nulidade para nenhum dos meses.

Tabela 1: Distribuições e seus ajustes aos meses do ano através do p-valor.

Meses	Distribuições					
	Normal	p.valor	Exponencial	p.valor	Lognormal	p.valor
Janeiro	Rejeita	0,0	Rejeita	0,004	Rejeita	0,019
Fevereiro	Rejeita	0,006	Rejeita	0,001	Rejeita	0,0
Março	Rejeita	0,002	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0
Abril	Rejeita	0,0	Rejeita	0,016	Rejeita	0,006
Mai	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Rejeita	0,004
Junho	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Rejeita	0,002
Julho	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Aceita	0,161
Agosto	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Aceita	0,723
Setembro	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Aceita	0,419
Outubro	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Aceita	0,290
Novembro	Rejeita	0,0	Rejeita	0,0	Rejeita	0,002
Dezembro	Rejeita	0,0	Rejeita	0,001	Rejeita	0,005

Meses	Distribuições					
	Beta	P.valor	Gama	p.valor	Weibull	p.valor
Janeiro	Aceita	0,073	Aceita	0,11	Aceita	0,083
Fevereiro	Aceita	0,083	Rejeita	0,004	Rejeita	0,008
Março	Aceita	0,115	Rejeita	0,002	Aceita	0,524
Abril	Aceita	0,576	Aceita	0,119	Aceita	0,099
Mai	Aceita	0,108	Aceita	0,119	Aceita	0,164
Junho	Aceita	0,603	Aceita	0,146	Aceita	0,115
Julho	Aceita	0,848	Aceita	0,993	Aceita	0,980
Agosto	Aceita	0,580	Aceita	0,963	Aceita	0,977
Setembro	Aceita	0,913	Aceita	0,879	Aceita	0,610
Outubro	Aceita	0,687	Aceita	0,687	Aceita	0,682
Novembro	Aceita	0,881	Aceita	0,778	Aceita	0,278
Dezembro	Aceita	0,228	Aceita	0,905	Aceita	0,181

Com a distribuição exponencial era esperado um bom ajuste para os doze meses do ano, o gráfico da função exponencial possui uma forma de jota invertido, a mesma forma que todos os histogramas dos meses, excetuando o mês de março, porém os histogramas principalmente nos meses de seca concentram o número de chuvas em torno de zero, provocando uma queda abrupta das colunas, fato que não é acompanhado pelo modelo, e nos meses chuvosos a queda na quantidade de chuvas maiores não é tão acentuada como a previsão do modelo espera, fato que obrigou a rejeitar a hipótese de nulidade para todos os meses do ano.

A distribuição log. normal se mostrou muito boa para previsão nos meses de seca, julho, agosto, setembro e outubro, nos meses chuvosos o modelo não conseguiu um ajuste aceitável, fato que é relevante para a região, já que a distribuição das chuvas pode ser dividida em apenas dois períodos, o chuvoso e o período seco, então para o período seco o modelo exponencial pode ser utilizado com excelentes resultados. Os dois parâmetros alfa e beta para esses quatro meses de seca estão descritos na Tabela 2.

A distribuição beta foi a única testada que conseguiu modelar todos os meses do ano, o seu ajuste está demonstrado na Figura 2, os seus dois parâmetros Alfa e Beta, são difíceis de serem estimados, o resultado conseguido com os parâmetros estão apresentados na Tabela 02 e servirão para outros pesquisadores terem uma base quando quiserem modelar chuvas no semi-árido nordestino.

A distribuição gama talvez seja a distribuição mais utilizada em estudos com dados pluviométricos, porém não conseguiu modelar os meses de fevereiro e março, meses considerados chuvosos da região semi-árida, os parâmetros Alfa e Beta estão apresentados na Tabela 2.

A distribuição de weibull se mostrou quase tão boa quanto a Beta, porém não conseguiu modelar o mês de fevereiro, mês que apresentou um comportamento difícil de ser modelado, já que a única distribuição que conseguiu sua modelagem foi a Beta.

A Tabela 2 apresenta os parâmetros utilizados em cada uma das distribuições, os valores dos parâmetros são importantes, pois podem auxiliar outros pesquisadores na mesma área.

*Tabela 2. Parâmetros das distribuições de probabilidades para cada mês do ano.*

Mês	Distribuição										
	Normal		Exponencial	Lognormal		Beta		Gama		Weibull	
	Parâmetros		Parâmetro	Parâmetros		Parâmetros		Parâmetros		Parâmetros	
	média	Variância	Alfa	Alfa	Beta	Alfa	Beta	Alfa	Beta	Alfa	Beta
Janeiro	83,1	66,5	0,01	4,4	1,442	0,92	4,49	1	82	1	82
Fevereiro	90	85	0,0095	4,1	0,98	1,02	9,28	1,058	97,2	1,04	94
Março	110	90	0,0095	5,1	0,98	2	12	1,6	91	1,5	168
Abril	114	98	0,0087	4,65	1,42	1,1	6	1,1	106	1,07	127
Mai	36	50	0,024	3,2	1,4	0,65	5,55	0,84	42	0,84	40
Junho	20	39,29	0,05	2,7	1,6	0,45	3,5	0,45	80	0,65	25
Julho	11	60	0,055	2,7	1,6	0,45	6	0,45	60	0,66	20
Agosto	0	21	0,20	0,81	1,87	0,2	4,55	0,2	41	0,36	3
Setembro	0	19	0,162	1,1	1,81	0,24	4,55	0,24	41	0,45	4,6
Outubro	0	25	0,13	1,3	2,1	0,26	4,7	0,29	40,5	0,45	6,5
Novembro	15	29	0,052	2,66	1,22	0,47	4	0,57	45	0,72	22
Dezembro	35	45	0,0214	3,6	1,5	0,58	4,1	0,75	76	0,74	59

#### 4. CONCLUSÃO

As distribuições de probabilidades normal e exponencial não serviram para modelar as chuvas na região do semi-árido pernambucano. A distribuição lognormal se mostrou adequada para os meses considerados secos: julho, agosto, setembro e outubro, porém não se ajustou aos meses chuvosos. A distribuição Gama, não conseguiu se ajustar aos meses fevereiro e março. A distribuição de Weibull modelou onze dos doze meses do ano, porém não conseguiu ajustar para o mês de fevereiro. A distribuição Beta foi a que forneceu melhores resultados, tendo modelado de forma satisfatória todos os meses do ano, especialmente os meses de seca na região do semi-árido pernambucano que são os meses de agosto, setembro e outubro, nesses meses a curva de modelagem é de difícil construção, pois existe uma acentuada elevação na primeira coluna a esquerda com uma abrupta queda já na próxima coluna, seguida de um suave declínio nas colunas seguintes, com os ajustes adequados dos parâmetros dessa distribuição foi possível modelar comportamento tão extremo.

1. ARAGÃO, J. O. R., 1976, "Um estudo da estrutura das perturbações sinóticas no Nordeste do Brasil" . Dissertação de Mestrado, **Instituto de Pesquisas Espaciais**, São José dos Campos – SP, Brasil, 55 p.
2. BALASOORIYA, U.; BALAKRISHNAN, N. **Reliability sampling plans for lognormal distribution, based on progressively-censored samples**. Reliability, IEEE Transactions on. Volume 49, Issue 2, Jun 2000 Page(s):199 – 203.
3. BERTOLDO, GUILHERME; GOUVEA, ALFREDO DE; ALVES, L. F. ANGELI. **Plano de amostragem para *Dichopelmus notus* (Eriophyidae) na cultura da erva-mate**. Ciência Rural, Santa Maria v.38, n.3, p. 601. mai-jun, 2008.
4. COHEN, A. CLIFFORD. **Maximum likelihood estimation in the Weibull distribution based on complete and on censored samples**. Technometrics. Vol 07. N. 4. November, US. Georgia. 1965.

5. COIT, DAVID W.; JIN, TONGDAN. **Gamma distribution parameter estimation for field reliability data with missing failure times.** IIE Transactions (2000) 32, p. 1161-1166.
6. DALLA PRIA, M., AMORIM, L. & BERGAMIN FILHO, A. **Quantificação de componentes monocíclicos da antracnose do feijoeiro.** Fitopatologia Brasileira 28. P. 401-407, 2003.
7. DAMÉ, R. DE C. FRAGA; TEIXEIRA, C. F. ALMEIDA; LORENSI, R. PAULA. **Simulação de precipitação com duração horária mediante o uso do modelo bartlett-lewis do pulso retangular modificado.** R. Bras. Agrocência, Pelotas, v.13, n.1, p.13-18, jan-mar, 2007.
8. DORP, J. R. VAN; MAZZUCHI, THOMAS A. **Solving for the parameters of a beta distribution under two quantile constraints.** Journal of Statistical Computation and Simulation, 2000, Vol. 67, pp. 189 – 201.
9. HOGG, V.; FALL, A. T. CRAIG. **Introduction to Mathematical Statistics.** Ed. Collier macmillan interntional. P. 409. 5ª Edição. New York, 1970.
10. KAYANO, M. T., KOUSKY, V. E., STUZZINSKI, C. D., e DIAS, P. L. S., 1990. “As variações intra-sazonais da precipitação no Brasil durante o verão de 1989/1990”. **Boletim Climanálise**, INPE, São José dos Campos, Brasil, 5(4), 40-50.
11. KOUSKY, V. E., 1979, “Frontal influences on Northeast Brazil”, **Mon. Wea. Rev.**, **107**, 1140-1153.
12. KOUSKY, V. E. 1980, “Diurnal rainfall variation on Northeast Brazil” **Mon. Wea. Rew** **108**, 488-498.
13. KOUSKY, V. E., e GAN, A., 1981, “Upper tropospheric cyclonic vortices in the tropical South Atlantic”, **Tellus**, **33**, 538-551.
14. JÚNIOR, S. MARQUES; VALADÃO, L. TAVEIRA; VIEIRA, A. R. RODRIGUES; MOURA, M. V. T. de. **Análise de dados de vento para a região de botucatu - SP utilizando a distribuição Beta.** Revista Brasileira de Agrometeorologia, Santa Maria, v. 3, p. 129-132, 1995.
15. LIMPET, ECKHARD; STAHEL, WERNER A.; ABBT MARKUS. **Log-normal Distributions across the ciences: Keys and Clues.** May 2001 / Vol. 51 No. 5 . BioScience 341.
16. LOUZADA-NETO, FRANCISCO; CAETANO, S. LUZIA. **Controle de qualidade via dados acelerados com distribuição exponencial e relação estresse-resposta. Lei de potência inversa.** Rev. Mat. Estat., São Paulo, v.25, n.1, p.85-98, 2007.
17. MARTINS, J. CAMPOS; SELITTO, M. AFONSO. **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.
18. MEYER, PAUL L. **Probabilidade: aplicações a estatística.** Ed. Livros Técnicos e Científicos. P 391. São Paulo. 1978.
19. MORAIS, A. R. DE; BOTELHO, V. A. V. AMARANTE; CARVALHO, L. G. DE; MUNIZ, J.AUGUSTO; LAGE, GILBERTO. **Estimativa da precipitação provável em Lavras (MG) através da distribuição gama.** Revista Brasileira de Agrometeorologia, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 305-310, 2001. Recebido para publicação em 30/03/2001. Aprovado em 06/11/2001.
20. MURTA, R. MENDES; TEODORO, S. MARTINS; BONOMO, PAULO; CHAVES, M. ANTÔNIO. **Precipitação pluvial mensal em níveis de probabilidade pela distribuição gama para duas localidades do sudoeste da Bahia.** Ciênc. agrotec., Lavras, v. 29, n. 5, p. 988-994, set./out., 2005.
21. NETO, D. D.; ASSIS, J. P. DE; TIMM, L. C.; MANFRON, P. A.; SPAROVEK, GERD; MARTIN, T. N. **Ajuste de modelos de distribuição de probabilidade a séries históricas de precipitação pluvial diária em Piracicaba – SP.** Rev. Bras. Agrometeorologia, v. 13, n.2, p. 273-283, 2005.
22. REIS, PAULO R.; HADDAD, MARINÉIA L. **Distribuição de Weibull como Modelo de Sobrevivência de *Iphiseiodes zuluagai* Denmark & Muma (Acari: phytoseiidae).** An. Soc. Entomol. Brasil 26(3). p. 441-444. Dezembro, 1997.
23. VALVERDE, A. E. LACERDA; LEITE, H. GARCIA; SILVA, D. D. DA; PRUSKI, F. FALCO. **Momentos-l: teoria e aplicação em hidrologia.** R. Árvore, Viçosa-MG, v.28, n.6, p.927-933, 2004.
24. VIRJI, H., 1981, “ A preliminary study of summertime tropospheric circulation patterns over South America estimated from cloud winds” , **Mon. Wea. Rev.**, **109**, 599-610.
25. YAMAZAKI, Y, e RAO, V. B., 1977, “Tropical cloudiness over the South Atlantic Ocean”, **J. Meteor. Soc. Japan**, **55**, 203-207.
26. ZAIZAI, YAN; JUNLING, MA; ZANKAN, NIE. **A new estimate of shape parameter in the family of Gamma distribution.** Applied Mathematics - A Journal of Chinese Universities. Volume 15, Number 4. p. 419 – 424 / December, 2000.