

CARACTERIZAÇÃO ESTATÍSTICA DE OITO SÉRIES DE PRECIPITAÇÃO PLUVIAL MÁXIMA DIÁRIA DA SECRETARIA DE AGRICULTURA E ABASTECIMENTO DO ESTADO DE SÃO PAULO

GABRIEL CONSTANTINO BLAIN¹ E SERGIO OLIVEIRA MORAES²

¹Instituto Agronômico de Campinas (IAC), Campinas, SP, Brasil

²Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ/USP), Piracicaba, SP, Brasil

gabriel@iac.sp.gov.br, somoraes@esalq.usp.br

Recebido Maio 2009 – Aceito Outubro 2010

RESUMO

O objetivo do trabalho foi caracterizar as séries de valores máximos diários de precipitação pluvial, observados dentro de cada ano (Preabs) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo, verificando o ajuste dessas distribuições empíricas a diferentes funções de densidade de probabilidade. O teste de aderência Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors, os gráficos percentil-percentil e quantil-quantil indicaram bom ajuste dessa variável meteorológica à distribuição geral dos valores extremos nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba. Apenas na série de Pindorama foi detectada tendência de elevação nos valores de Preabs. As análises de Fourier e de ondaletas não indicaram marcantes periodicidades em nenhuma das séries analisadas.

Palavras-Chave: tendências climáticas, variações climáticas

ABSTRACT: STATISTICAL CHARACTERIZATION OF EIGHT MAXIMUM DAILY PRECIPITATION SERIES OF THE STATE OF SÃO PAULO, BRAZIL

The aim of the work was to characterize the series of maximum daily rainfall value, observed during each year (Preabs) on the State of São Paulo, Brazil. The characterization was carried out by using different probabilities density functions. The Kolmogorov-Smirnov test, the percentiles-percentiles graphics and, the quantil-quantil graphics, indicate that the observed data converges to the general extreme value distribution (GEV) in the locations of Campinas-SP, Cordeirópolis-SP, Mococa-SP, Monte Alegre do Sul-SP, Ribeirão Preto-SP and Ubatuba-SP. Increasing trends were detected only for the Pindorama-SP series. The Fourier and the wavelets analysis indicate no significant periodicities in all analyzed series.

Key Words: climate trends, climate variations

1. INTRODUÇÃO

O melhor conhecimento da probabilidade de ocorrência de eventos extremos de precipitação pluvial é uma importante etapa na redução da vulnerabilidade humana frente a fenômenos como enchentes ou inundações. Segundo Wilks (2006), uma motivação importante para estudo e modelagem da estatística de valores extremos é a estimação das probabilidades de ocorrência de eventos raros e potencialmente prejudiciais à sociedade, tais como os valores máximos de precipitação pluvial diária, registrados em cada ano (Preabs). De acordo com Sansigolo (2008) a teoria de valores extremos (TVE) é fundamental para esse tipo de estudo.

As premissas dessa teoria são descritas em Fisher e Tippett (1928), em que são definidos três casos particulares da distribuição generalizada de valores extremos (GEV; Jenkinson, 1955) conhecidos como Gumbel (tipo I), Fréchet (tipo II) e Weibull (tipo III) (Gumbel, 1958). Para Raynal (1997) um problema que surge na prática é o da escolha de qual tipo, I, II ou III, é o mais adequado à amostra sob investigação, sugerindo, como alternativa, a utilização da GEV. Segundo Nadarajah e Choi, (2007) a GEV possui toda a flexibilidade contida em seus casos particulares.

É importante observar que a TVE assume que os dados sob investigação são independentes, oriundos de uma mesma

distribuição e que o número N de valores que compõem essa série é suficientemente grande para convergir à distribuição empírica à GEV. Wilks (2006) ressalta que um problema relacionado à aplicação da TVE é que nem sempre os dados que compõem uma série de valores extremos podem ser considerados resultantes do mesmo processo físico ou, em outras palavras, provenientes da mesma distribuição. Contudo, Wilks (2006) também afirma que esse fato não invalida a GEV como interessante alternativa para descrever esse tipo de série meteorológica. Empiricamente, essa distribuição teórica é frequentemente adequada, mesmo quando nem todas as exigências da TVE são respeitadas (Wilks, 2006). Autores como Madsen et al. (1997) e Wilks (1993) indicam que, nesses casos, a adequação da GEV à descrição analítica dos valores observados deve ser realizada em conjunto com outras funções densidade de probabilidade (pdf).

Dessa forma, o objetivo do trabalho foi estimar as probabilidades associadas aos dados constituintes das séries de Preabs pertencentes à Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo (SAA/SP).

2. MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados dados anuais absolutos de precipitação pluvial pertencentes pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. Na Figura 1 são ilustradas as coordenadas geográficas dos postos utilizados. À exceção da localidade de Pindorama (1951 a 2007) todas as demais séries estão contidas no período comum de 1948 a 2007.

As pdf utilizadas no estudo foram normal (FDPN), gama (FDPG), geral de valores extremos (FDPE) e lognormal (FDPLN).

A pdf da GEV é descrita por:



Figura 1 - Postos meteorológicos pertencentes à Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo.

$$f(x) = \frac{1}{\beta} \left[1 + \frac{k(x-\zeta)^{-\frac{1}{k}}}{\beta} \right] \exp \left\{ - \left[1 + \frac{k(x-\zeta)}{\beta} \right]^{\frac{1}{k}} \right\}, \quad (1)$$

$$\text{para } 1 + \frac{k(x-\zeta)}{\beta} > 0,$$

em que: ζ é o parâmetro de localização; β é o parâmetro de escala e k é o parâmetro de forma.

Segundo Wilks (2006), os parâmetros da FDPE são usualmente ajustados utilizando os métodos do “*L-moments*” ou da máxima verossimilhança (MV). Segundo Sansigolo (2008), o MV é reconhecido como o método mais apropriado para estimação dos parâmetros de uma função densidade de probabilidade. De acordo com Wilks (2006), o aumento do número de valores contidos em uma amostra acarreta na convergência desses dois métodos a um valor paramétrico comum. A GEV pode assumir três casos particulares, de acordo com o valor de k .

$$f(x) = \frac{1}{\beta} \exp \left\{ - \exp \left[- \frac{(x-\zeta)}{\beta} \right] - \frac{(x-\zeta)}{\beta} \right\}, \text{ para } k \rightarrow 0. \quad (1.1)$$

A Equação 1.1 é conhecida como distribuição Gumbel ou “Fisher-Tippett Tipo I”. Contudo, talvez devido ao elevado número de trabalhos científicos que a empregam, ela é também usualmente denominada de “a distribuição de valores extremos”. O valor máximo da Equação 1.1 ocorre quando $x = \zeta$.

Para $k > 0$ a Equação 1 é denominada de distribuição Frechet ou “Fisher-Tippett Tipo II”. Nesse caso, a FDPE decresce de forma lenta para elevados valores de x (Wilks, 2006). O terceiro caso particular, denominado de Weibull ou “Fisher-Tippett Tipo III”, ocorre quando $k < 0$ e ζ é igualado a 0. Usualmente a função densidade de probabilidade de Weibull é escrita da seguinte forma:

$$f(x) = \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha-1} \exp \left[- \left(\frac{x}{\beta} \right)^{\alpha} \right] \text{ para } x, \alpha \text{ e } \beta > 0. \quad (1.2)$$

Assim como para a FDPG, α e β são, respectivamente, os parâmetros de forma e escala (nota-se alteração do símbolo k para α). Quando $\alpha < 1$ a Equação 1.2 assume a forma “j” invertido. Para $\alpha = 1$ a Equação 1.2 torna-se a distribuição exponencial. Quando $\alpha = 3,6$, a Equação 1.2 torna-se similar à distribuição normal (DN).

Segundo Morettin e Bussab (2003), a DN é uma das mais importantes distribuições, pois muitas técnicas estatísticas tais como análises de variância, regressão e alguns testes de hipóteses, assumem normalidade dos dados. Uma variável aleatória $X \in \mathbb{R}$, tem distribuição normal se sua pdf assumir a forma de:

$$f(X) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{(X-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)\right], -\infty < x < +\infty \quad (2)$$

em que: σ é o desvio padrão dos dados na série/amostra e μ é a média aritmética dos mesmos.

Autores como Thom (1966), Juras (1994), Wilks (1995), Ropelewski e Halpert (1996), Nunes e Calbete (2000), Brunetti et al. (2001), Morais et al. (2001) e Blain (2005) utilizaram a distribuição gama no estudo da variabilidade de elementos ambientais. A expressão da FDPG para uma variável x é:

$$g(X) = \frac{X^{\alpha-1} * e^{-x/\beta}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)}, \text{ para } X > 0, \quad (3)$$

em que: α é o parâmetro de forma, β o de escala e $\Gamma(\alpha)$ é a função gama de α .

A pdf associada à distribuição lognormal, com dois parâmetros, é descrita pela Equação 4.

$$f(x) = \frac{\exp\left(\frac{-\ln(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}{X\sigma\sqrt{2\pi}}. \quad (4)$$

Em que μ e σ são a média e o desvio padrão do logaritmo natural dos valores que compõem a série sob análise.

Os parâmetros das Equações 1 a 4 foram estimados pelo método MV. O teste de aderência Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors (KS), descrito em Panofsky e Brier (1968), Von Storch e Zwiers (1999) e Wilks (2006), foi utilizado para verificar os ajustes das séries de Preabs às distintas funções densidade de probabilidade. Conforme indicado por Crutcher (1975) e Wilks (2006) o valor crítico associado à rejeição/aceitação da hipótese de que as probabilidades de ocorrência dos valores de Preabs podem ser estimadas com base na distribuição paramétrica sob análise (Ho associada ao KS), dependerá: i) do nível de significância adotado (para o estudo $p > 0,05$ resultará na aceitação de Ho), ii) do número de dados amostrais e iii) dos valores dos parâmetros de cada pdf.

Os gráficos percentil-percentil (PP) são apresentados, considerando-se no eixo das abscissas a probabilidade empírica acumulada, e no das ordenadas a probabilidade teórica acumulada estimada por meio da função densidade que, de acordo com o KS, apresentou o melhor ajuste aos dados de Preabs. De forma análoga, os gráficos quantil-quantil (QQ) são ilustrados considerando-se no eixo das abscissas os valores observados de Preabs e no das ordenadas, os valores estimados dessa variável, utilizando-se a pdf com melhor desempenho.

Conforme descrito no item 1 uma característica importante que deve ser observada nesse estudo, é que a TVE assume inexistência de variações sistemáticas significativas no período de observação (Sansigolo, 2008). Com isso foram

inicialmente realizadas investigações não paramétricas dessas possíveis características nas séries de Preabs por meio dos testes Run, Mann-Kendall e Pettitt. A análise espectral de Fourier foi utilizada a fim de investigar, por meio do teste de Fisher (1929) descrito em Morettin e Toloí (2006), a significância de possíveis periodicidades. A análise de ondaletas foi utilizada a fim de avaliar no espaço tempo-frequência, os picos de potência dos sinais temporais sob estudo.

Proposto por Mann (1945) e Kendall e Stuart (1967) o teste não paramétrico de Mann-Kendall (MK) pode ser definido, para uma série $Z = \{Z_1, Z_2, \dots, Z_i, Z_j, \dots, Z_n\}$ por:

$$T = \sum_{j < i} \text{sinal}(Z_i - Z_j),$$

$$\text{para: } \text{sinal}(Z_i - Z_j) = \begin{cases} 1 & \text{para } Z_i - Z_j > 0 \\ 0 & \text{para } Z_i - Z_j = 0 \\ -1 & \text{para } Z_i - Z_j < 0 \end{cases}. \quad (5)$$

Considerando independência temporal entre os n valores da série; quando, sob a hipótese de nulidade (Ho) não há presença de tendências, T é normalmente distribuído com média $E(T) = 0$ e variância $\text{Var}(T)$:

$$MK = \begin{cases} \frac{T-1}{\sqrt{\text{Var}(T)}}; & \text{para } T > 0 \\ 0; & \text{para } T = 0 \\ \frac{T+1}{\sqrt{\text{Var}(T)}}; & \text{para } T < 0 \end{cases},$$

$$\text{para: } \text{Var}(T) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (6)$$

Autores como Marengo et al. (2007) utilizam o nível de significância $p = 0,05$ para a condução desse método. Adotando esse mesmo nível, Ho não será rejeitada sempre que $-1,96 < MK < 1,96$. Tendências de elevação (queda) resultam em valores positivos (negativos) do MK.

O teste não paramétrico de Pettitt (Pettitt, 1979) indica se duas amostras, oriundas da mesma série, Y_1, \dots, Y_t e Y_{t+1}, \dots, Y_T são da mesma população. A estatística $U_{t,T}$ verifica o número de vezes que um elemento da primeira amostra é maior que um elemento da segunda. A estatística $U_{t,T}$ é estimada pela Equação 7.

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} \sum_{j=1}^T \text{sinal}(y_t - y_j), \text{ para } t = 2 \dots T \text{ e } 1 \leq t \leq T. \quad (7)$$

Após essa etapa a estatística $k(t)$ assume o maior valor absoluto dos fatores $U_{t,T}$; indicando o ponto aproximado da

alteração nos valores da série (*changing point*). Trabalhos como os de Mortatti et al. (2004), adotam o nível de significância de $p=5\%$ para a condução do teste de Pettitt. O valor crítico de $k(t)$ é dada pela Equação 8:

$$k(t)_{critico} = \sqrt{\frac{(T^3 + T^2)[- \ln(p/2)]}{6}} \tag{8}$$

Segundo Thom (1966) o teste de Wald-Wolfowitz (teste Run) consiste em realizar a contagem do número de oscilações dos valores acima e abaixo da mediana de uma série de dados naturalmente ordenada. Esse número de oscilações é chamado de Run. Na condução deste método, deve-se avaliar se o valor observado está dentro da faixa de distribuição considerada normal. Um valor alto de Run indica muitas oscilações, ao passo que baixos valores indicam um desvio em relação à mediana durante o período de registros. Se a série sob investigação contém N_1 e N_2 valores inferiores e superiores, respectivamente, a essa medida de posição estatística, a distribuição amostral do número de Runs (NR) total pode, de acordo com o teorema do limite central, ser aproximada pela distribuição normal. Com isso, adotando-se o mesmo nível de significância dos demais testes não paramétricos (5%), esse método indicará inexistência de correlação serial na série, quando seu valor final (Z) estiver contido no intervalo $[-1,96; +1,96]$. A descrição matemática desse método é dada por:

$$E(N) = [2*(N_1N_2)/N] - 1 \tag{9}$$

$$Var(N) = [(E(N)-1)(E(N)-2)] / (N-1) \tag{10}$$

$$Z = [NR - E(N)] / [Var(N)]^{0,5} \tag{11}$$

A análise espectral é fundamental em áreas em que o interesse básico é a procura de periodicidades nos dados (Morettin e Toloi, 2006). Para uma série X_t com $\{t \in Z\}$ e N dados, assumindo um processo estocástico estacionário com função autocovariância satisfazendo a condição de independência assintótica, a função densidade espectral é definida pela transformada de Fourier de $\gamma(t)$ (Morettin e Toloi, 2006):

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \gamma(t)e^{-i\lambda\tau} \tag{12}$$

$$-\infty \leq \lambda \leq \infty \text{ para } e^{i\lambda} = \cos(\lambda) + i\text{sen}(\lambda) \text{ com } e = \sqrt{-1}.$$

A transformada de Finita de Fourier (TFF) é um método muito utilizado para estimação do espectro de uma série temporal, podendo ser descrita por:

$$d^{(N)}(\lambda) = \frac{1}{\sqrt{2\pi N}} \sum_{t=1}^N X_t e^{-i\lambda t}, \quad -\infty \leq \lambda \leq \infty. \tag{13}$$

Associado à TFF, o periodograma pode ser descrito por:

$$I_j^{(N)} = |d^{(N)}|^2 = \frac{1}{\sqrt{2\pi N}} \left| \sum_{t=1}^N X_t e^{-i\lambda t} \right|^2 \tag{14}$$

Conforme descrito em Morettin e Toloi (2006), na prática, a Equação 14 só pode ser calculada para um número finito de frequências, ou períodos, sendo completamente determinada para $\lambda_{(j)} = 2\pi j/N$. Descrição completa da análise de Fourier pode ser encontrada em diversos trabalhos, tais como Morettin e Toloi (2006) e Wilks (2006). No presente estudo, é importante salientar que elevados valores da Equação 14 indicam, quando significativos, periodicidades presentes nas séries sob investigação. A significância do maior valor de $I_j^{(N)}$, relativo a cada série, foi analisada por meio do teste de Fisher, descrito em Fisher (1929). A significância dos demais picos, no caso de $I_j^{(N)}$ máximo significativo, pode ser analisada por meio da extensão do método de Fisher descrita em Whittle (1952). O teste original de Fisher e sua extensão para os demais picos de variância consideram como H_0 a inexistência de periodicidade. Assim como em Morettin e Toloi (2006), o nível de significância 5% foi adotado para a condução desse método. Analisando as Equações 12 a 14, torna-se evidente que a análise de Fourier considera apenas o espaço frequência em sua análise.

Nakken (1998) afirma que a análise de ondaletas é bastante adequada para investigar tendências não-estacionárias em séries de precipitação pluvial, revelando mudanças abruptas, pontos de quebra e descontinuidades nos sinais desses elementos. Esse autor afirma também, que tais variáveis meteorológicas requerem, devido à natureza temporal de seus sinais, investigações baseadas no espaço tempo-frequência a fim de revelar características espectrais, em função do tempo, que análise de Fourier não é capaz de detectar.

A ondaleta-mãe apropriada deve ter um padrão semelhante ao sinal em estudo (Nakken, 1998). Nesse sentido, a ondaleta-mãe Morlet, assim como os dados de Preabs, apresenta pontos de máximos, picos superiores, e de mínimos, picos inferiores. Sob o mesmo aspecto, Torrence e Compo (1998) afirmam que tipos de ondaletas-mães como a de Morlet, são apropriadas para analisar a amplitude e a fase dos sinais sob avaliação sendo, com isso, indicadas para o estudo de séries temporais com características oscilatórias. Dessa forma, utilizou-se a função de Morlet. As análises de Fourier e de ondaleta foram aplicadas para todas as séries considerando os anos de 1948 a 2007 (1952 a 2007 para Pindorama).

Comprovado o ajuste das séries de Preabs a uma dada função teórica de probabilidade, é possível, por meio da Equação 15, estimar o período de retorno ($R(x)$) de diversos valores de Preabs nas localidades em que as exigências da TVE forem respeitadas.

$$R(x) = \frac{1}{w(1-F(x))} \tag{15}$$

Em que $F(x)$ é a probabilidade acumulada de ocorrência de um dado valor de Preabs.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 2 são ilustradas as séries temporais utilizadas no estudo. Na Tabela 1, são apresentados os resultados da

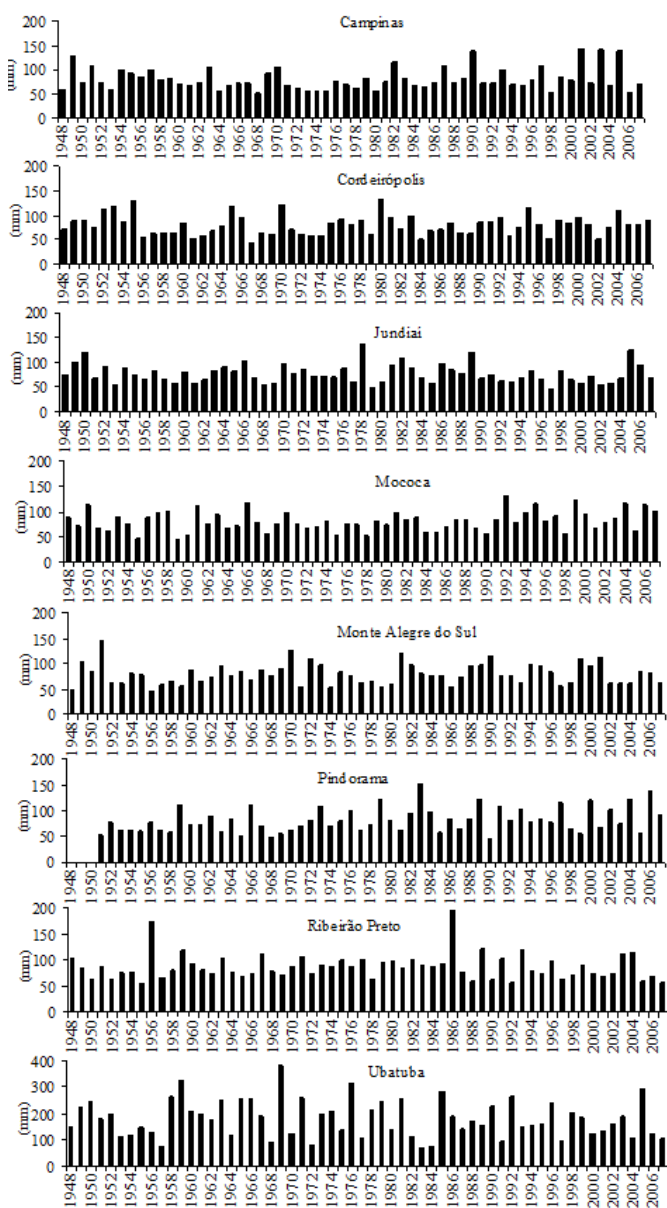


Figura 2 - Séries meteorológicas de precipitação pluvial máxima diária, observada dentro de cada ano civil, disponibilizadas pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo.

aplicação dos testes MK, Run e de Pettitt nas séries de Preabs.

Por meio dos testes MK e Pettitt, verifica-se a inexistência de tendências monótonas nos valores de Preabs relativos às séries temporais de Campinas, Cordeirópolis, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba. Resultados semelhantes foram encontrados por Sansigolo (2008), para a localidade de Piracicaba, também pertencente ao Estado de São Paulo. Na Tabela 1, é possível verificar que a série relativa ao posto meteorológico de Pindorama, apresenta tendência temporal de elevação nos valores de Preabs. Essa última característica será novamente abordada no ajuste dessa distribuição a uma determinada função teórica de probabilidade. As análises de Fourier e de ondaleta, para as oito localidades, são ilustradas nas Figuras 3 e 4, respectivamente.

A aplicação do teste de Fisher para os valores máximos da Equação 14, não rejeita H_0 para nenhuma série do estudo, ao nível de significância adotado. Em outras palavras, não há, segundo esse método, significativas periodicidades nas oito localidades. Tendo em vista o resultado não significativo do teste de Fisher, a extensão desse método para os demais valores $I_j^{(N)}$, torna-se redundante. É também interessante ressaltar que, embora não significativas, as magnitudes máximas das ordenadas do periodograma apresentam períodos bastante distintos entre os diferentes postos meteorológicos. Nas localidades de Campinas, Pindorama e Ribeirão Preto, a frequência do pico máximo de I_j , ilustrada na Figura 3, corresponde, aproximadamente, ao período de dois anos. Nas localidades de Jundiá e Cordeirópolis esse período é próximo a cinco anos, ao passo que nas séries de Mococa, Monte Alegre do Sul e Ubatuba é em torno de quatro, dez e três anos, respectivamente. Dessa forma, torna-se relevante o estudo espectral dos sinais originais considerando o espaço tempo-frequência.

Na Figura 4a (WPS), nota-se a natureza esparsa e sem padrão temporal definido dos picos de variância das séries de Preabs. Essa característica é corroborada pelo item b (GWP; potencia global da ondaleta) que, de forma geral, não apresenta

Tabela 1 - Testes de Pettitt, de Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba relativos aos anos de 1948 a 2007. A mesma análise é ilustrada para a localidade de Pindorama, considerando os anos de 1952 a 2007.

Local	Testes Estatísticos		
	Pettitt	MK	Z
Campinas	ns	0,18	0,03
Cordeirópolis	ns	0,34	0,82
Jundiá	ns	-0,99	-0,27
Mococa	ns	1,46	-0,54
MteAtegre	ns	0,75	1,11
Pindorama	1968	2,51	-0,14
RibPreto	ns	-0,52	0,27
Ubatuba	ns	-1,04	-0,55

picos significativos de variância dos dados de Preabs, quando são considerados todos os anos disponíveis em cada localidade. Ressalta-se que apenas na série de Cordeirópolis houve por parte da GWP, e similar à análise de Fourier, indicação de um pico significativo de variância com periodicidade aproximada de 5 anos. Contudo, observa-se na Figura 4a que essa concentração de potência é fundamentalmente contida nos anos de 1960 a 1975 não sendo, observada de forma marcante nos demais anos dessa série.

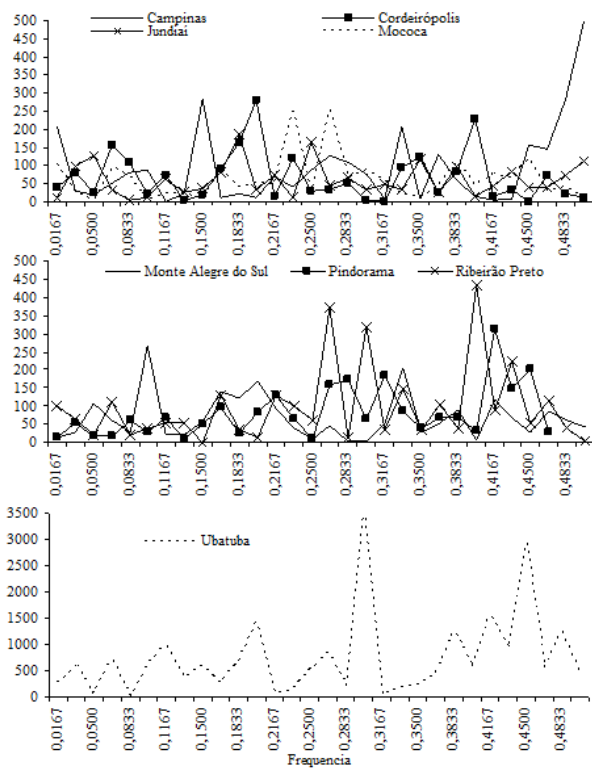


Figura 3 - Periodograma relativo à análise de Fourier aplicada a oito séries de precipitação pluvial máxima diária para as localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba utilizou-se os anos de 1948 a 2007. A mesma análise é ilustrada para a localidade de Pindorama, considerando os anos de 1952 a 2007.

Considerando as análises ilustradas na Tabela 1 e nas Figuras 3 e 4, verifica-se que as exigências da TVE são satisfatoriamente observadas em todas as localidades do estudo, excluindo-se a série de Pindorama. Na Tabela 2 são ilustrados os valores do teste KS para as séries de Preabs utilizadas.

Por meio da Tabela 2, verifica-se que a FDPE é a função analítica que melhor descreve as frequências de ocorrência dos valores de Preabs nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba. A interpretação dos resultados relativos à localidade de Pindorama pode ser feita considerando as afirmações de Wilks (2006), citadas no item 1, de que mesmo quando nem todas as exigências da TVE são respeitadas, a Equação 1 pode ainda ser adequada ao tipo de estudo proposto. Nesse aspecto, é importante salientar que a presença de tendência, como a detectada pelos testes MK e Pettitt nessa localidade, prejudica a caracterização realizada por qualquer pdf, uma vez que a frequência de ocorrência, estimada com base na amostra sob análise, dificilmente poderá ser aplicada, ou extrapolada, em demais períodos futuros. Dessa forma, optou-se pela utilização da Equação 1 na série de Pindorama. Ressalta-se, entretanto, que sob o ponto de vista de rigor científico, os resultados da Tabela 3, relativos a essa série, devem ser interpretados com

Tabela 2 - Testes de Pettitt, de Mann-Kendall (MK) e Run (Z) aplicados nas localidades de Campinas, Cordeirópolis, Jundiá, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba relativos aos anos de 1948 a 2007. A mesma análise é ilustrada para a localidade de Pindorama, considerando os anos de 1952 a 2007.

Local	KS			
	FDPLN	FDPN	FDPG	FDPE
Campinas	0,311	0,183	0,152	0,067
Cordeirópolis	0,240	0,097	0,096	0,062
Jundiá	0,241	0,125	0,110	0,041
Mococa	0,232	0,076	0,060	0,037
MteAtegre	0,275	0,101	0,090	0,048
Pindorama	0,304	0,125	0,089	0,029
RibPreto	0,426	0,113	0,080	0,048
Ubatuba	0,702	0,080	0,074	0,049

Tabela 3 - Parâmetros de localização (ζ) de escala (β) e de forma (k) da função densidade de probabilidade de valores extremos ajustada à sete séries de precipitação pluvial máxima diária, observada dentro de cada ano civil, disponibilizadas pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo. A média aritmética, a mediana e o desvio padrão são apresentados em milímetros.

Local	Parâmetros			Média	Mediana	Desvio Padrão
	ζ	β	k			
Campinas	69,857	14,8064	0,2011	80,7	71,9	23,65
Cordeirópolis	70,8957	17,2882	-0,0702	79,9	81,0	20,63
Jundiá	67,8845	14,499	0,0405	76,9	73,1	19,48
Mococa	72,9372	18,0201	-0,1331	81,4	79,8	20,40
MonteAlegredoSul	69,3577	16,3981	0,0078	79,0	76,0	20,98
Pindorama	70,3833	17,7924	0,0657	81,4	77,0	24,11
RibeirãoPreto	75,6605	15,8267	0,1358	87,2	82,6	25,19
Ubatuba	148,148	58,4862	-0,0638	178,9	173,6	69,89

ressalvas. Nas Figuras 5 e 6 são apresentados os gráficos PP e QQ, respectivamente, utilizando-se a FDPE para a descrição estatística das séries de Preabs.

Nas localidades em que as exigências da TVE foram respeitadas é possível verificar o bom ajuste dos dados de Preabs à FDPE, mesmo quando são analisados extremos superiores e inferiores das distribuições (Figuras 5 e 6). Na localidade de Pindorama observa-se que a FDPE tende a superestimar a

probabilidade de ocorrência dos valores de Preabs associados aos quantis superiores da distribuição. Essa característica é uma importante limitação ao uso do ajuste proposto nessa localidade. Analisando-se a Equação 15, nota-se que $R(x)$ é relacionada à função cumulativa $F(x)$ para um dado x . O fator w , frequência amostral média, para o caso de valores anuais é adotado como $1 \cdot \text{ano}^{-1}$. Os valores resultantes da aplicação dessa equação, considerando o ajuste à FDPE, são ilustrados na Tabela 4.

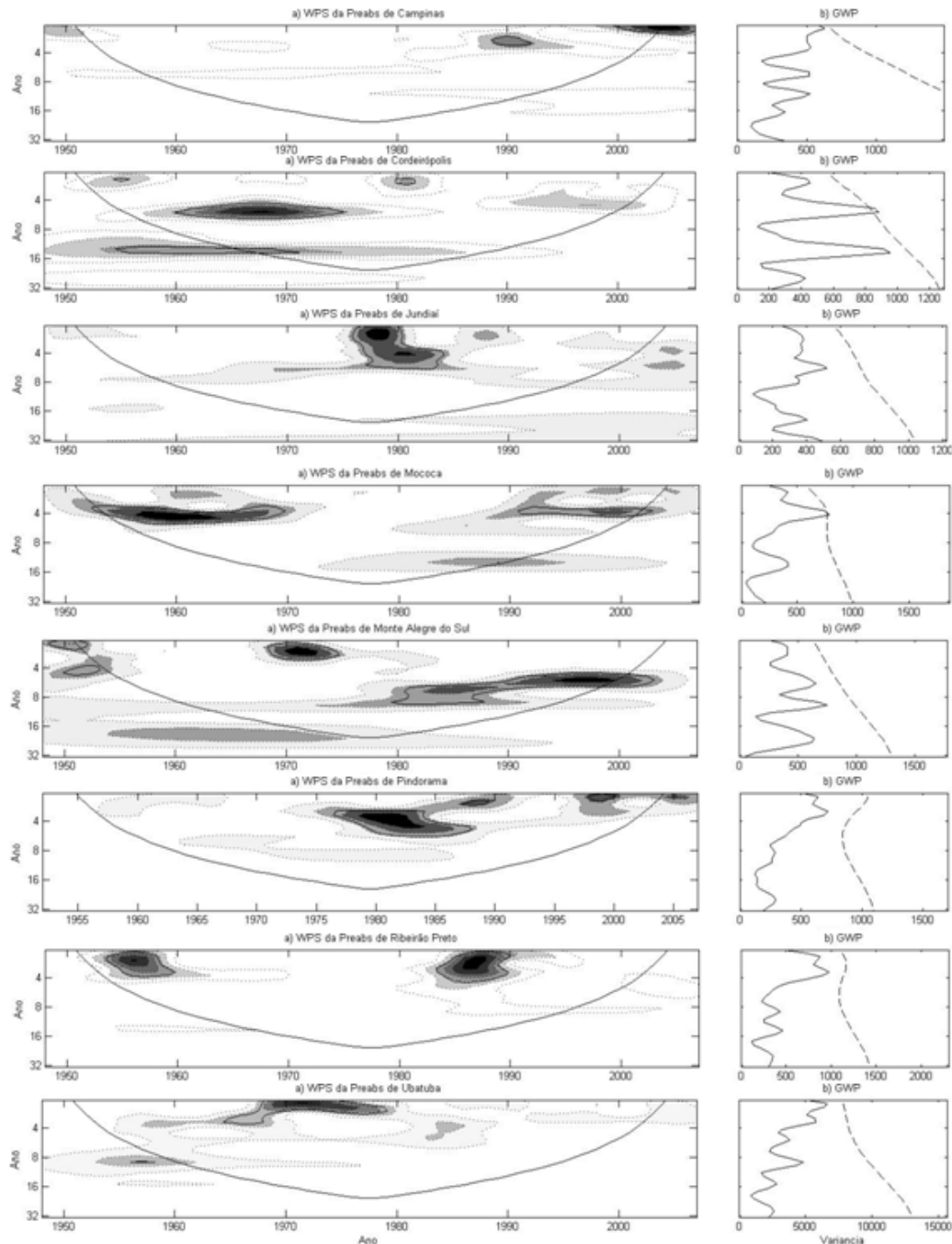


Figura 4 - Aplicação da análise de ondaletas em oito séries de precipitação absoluta (Preabs) pertencentes ao Estado de São Paulo. São apresentadas: Espectro local da ondaleta (a; WPS) e a Potência global da ondaleta (b; GWP).

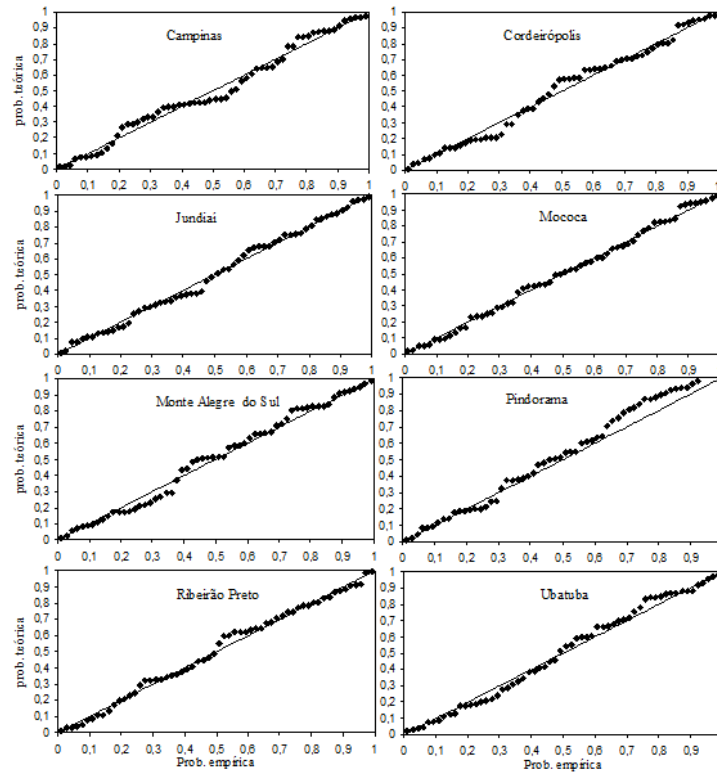


Figura 5 - Gráficos percentil percentil resultantes do ajuste de séries de valores máximos diários de precipitação pluvial observados dentro de cada ano à distribuição geral de valores extremos para oito localidades do Estado de São Paulo. Os eixos são adimensionais.

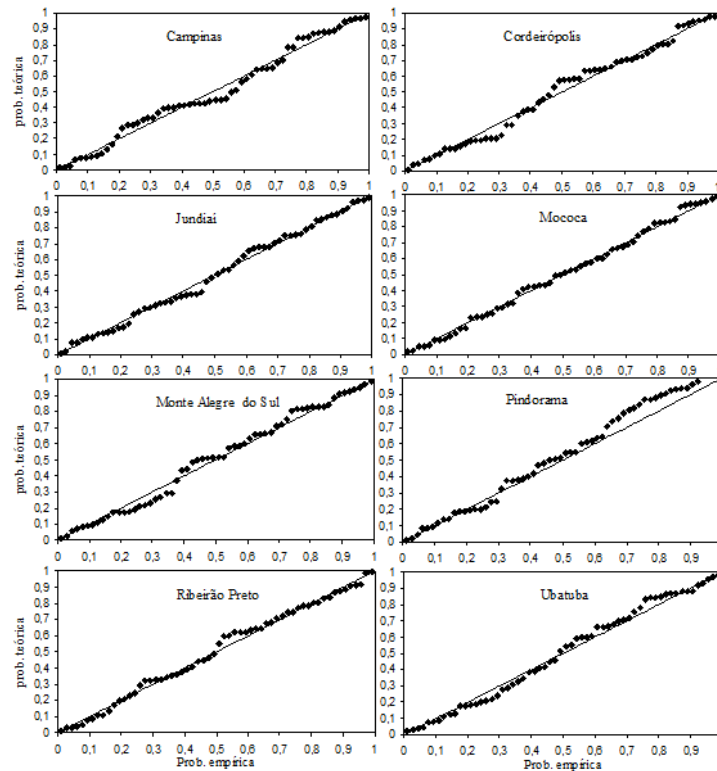


Figura 6 - Gráficos quantil-quantil resultantes do ajuste de séries de valores máximos diários de precipitação pluvial observados dentro de cada ano à distribuição geral de valores extremos para oito localidades do Estado de São Paulo. Os eixos são dados em milímetros.

Tabela 4 - Período de retorno, expresso em anos, para as localidades de Campinas (Cps), Cordeirópolis (Cord), Jundiaí (Jund), Mococa (Moc), Monte Alegre do Sul (MteAlegre), Ribeirão Preto (RibPreto) e Ubatuba (Ubá), estimados com base em séries de precipitação pluvial máxima diária, observada dentro de cada ano civil, (Preabs, em milímetros) disponibilizadas pela Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo.

Preabs	Cps	Cord	Jund	Moc	MteAlegre	RibPreto	Preabs	Ubatuba
Período de retorno (anos)								
								Anos
30	1	1	1	1	1	1	130	1
40	1	1	1	1	1	1	150	2
50	1	1	1	1	1	1	170	2
60	1	1	1	1	1	1	190	3
70	2	2	2	1	2	1	210	4
80	3	2	3	2	2	2	230	4
90	4	4	5	3	4	3	250	6
100	6	7	9	6	7	5	270	8
110	10	12	16	12	12	7	290	12
120	14	24	29	25	22	11	310	18
130	21	50	52	169	39	17	330	26
140	29	110	93	556	70	26	350	40
150	41	250	164	2500	125	38	370	62
160	56	588	286	10000	222	56	390	97
170	74	1429	500	>10000	400	79	410	154
180	98	5000	833	>10000	714	111	430	250
190	127	10000	1429	>10000	1250	154	450	400
200	161	>10000	2500	>10000	2500	208	470	667
250	161	>10000	2500	>10000	2500	208	490	1111
300	161	>10000	2500	>10000	2500	208	510	2000
400	5000	>10000	>10000	>10000	>10000	10000	530	3333

A marcante diferença entre o elevado regime de Preabs da localidade de Ubatuba e das demais, não permitiu a adoção de uma escala única para a apresentação dos cálculos da Equação 15. Contudo, ressalta-se que em todas as séries da Tabela 4, o valor 100 mm de Preabs apresenta períodos de retorno inferiores à 10 anos.

4. CONCLUSÃO

Com base nos testes Run, Pettitt e Mann-Kendall, verificou-se que as séries anuais de precipitação máxima diária das localidades de Campinas, Cordeirópolis, Mococa, Monte Alegre do Sul, Ribeirão Preto e Ubatuba não apresentam significativas indicações de correlação serial e de tendências de ordem climática considerando os anos de 1948 a 2007. As análises de Fourier e de ondaleta não indicaram marcantes periodicidades em nenhuma das localidades analisadas. Essas características permitiram o bom ajuste dessas sete séries à distribuição geral dos valores extremos. A função densidade de probabilidade, associada a essa distribuição, pode ser utilizada para estimar a probabilidade de ocorrência dos valores dessa variável meteorológica nessas sete localidades. Na série de Pindorama foram detectados indícios de elevação nos valores de anuais de precipitação máxima diária. Essa característica foi comprovada por meio dos testes Pettitt e Mann-Kendall.

Considerando a relação entre inundações e valores extremos de precipitação pluvial, o curto período de retorno associado a consideráveis magnitudes dessa variável meteorológica, 100 mm diários, por exemplo, pode ser visto

como indicador da elevada vulnerabilidade do Estado de São Paulo frente a esse fenômeno adverso.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLAIN, G.C. **Avaliação e adaptação do Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) e do Índice Padronizado de Precipitação (SPI) às condições climáticas do Estado de São Paulo**. 2005, 120p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Sub-tropical), Instituto Agronômico, Campinas, SP.
- BRUNETTI, M., MAUGERI, M., NANNI, T. Changes in total precipitation, rainy days and extreme events in northeastern Italy. **International Journal of Climatology**, v. 21, p. 861-871, 2001.
- CRUTCHER, H.L. A note on the possible misuse of the Kolmogorav-Smirnov test. **Journal of Applied Meteorology**, v.14, p.1600-1603, 1975.
- FISHER, R.F. Test of significance in harmonic analysis. **PROCEEDINGS OF THE ROYAL SOCIETY, Series A**, v. 125 p. 54-59, 1929.
- GUMBEL, E. J. **Statistics of Extremes**. Columbia University Press, New York, 375p. 1958.
- JENKINSON, A.F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 81, p. 159-171, 1955.
- JURAS, J. Some common features of probability distributions for precipitation, **Theoretical and Applied Climatology**, v. 49, p. 69-76, 1994.

- KENDALL, M.A.; STUART, A. **The advanced theory of statistics**. Londres: Charles Griffin & Company Limited, 1967. 690p.
- MADSEN, H., RASMUSSEN, P.F., ROSBJERG, D. Comparison of Annual Maximum Series and Partial Duration Series Methods for Modeling Extreme Hydrologic Events 1. At-Site Modeling, **Water Resource Research**, v.33, n.4, p.747-757, 1997.
- MANN, H.B. Non-parametric tests against trend. **Econometrica** 13, MathSciNet, 1945, pp. 245-259.
- MARENGO, J., NOBRE, C., RAIGOZA, D., VALVERDE, M., PISNITCHENKO, I.A., OLIVEIRA, J.C.M. Boletim do Projeto: uso de cenários de mudanças climáticas regionais em estudos de vulnerabilidade e adaptação no Brasil e na América do Sul (GOF-UK-CPTEC), 2007. Disponível em: <www.cptec.inpe.br/mudancas_climaticas>. Acesso em: 1 nov. 2008.
- MORTATTI, J., BORTOLETTO Jr., M.J., MILDE, L.C.E. PROSBST, J. Hidrologias dos rios Tietê e Piracicaba: Séries temporais de vazão e hidrogramas de cheia. **Revista Ciência e Tecnologia**, v.12, n.23, p.55-67. 2004.
- MORAIS, A.R., BOTELHO, A.V.A., CARVALHO, L.G., MUNIZ, J.A., LAGE, G. Estimativa da precipitação provável em Lavras (MG) através da distribuição gama. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.9, p. 305-310, 2001.
- MORETTIN, P.L., BUSSAB, W.O. **Estatística básica**, 5ªed., São Paulo: Saraiva, 2003, 526 p.
- MORETTIN, P.L., TOLOI, C.M.C., **Análises de séries temporais**. Editora Edgard Blucher, 2006 2ªed, 531p.
- NADARAJAH, S., CHOI, D. Maximum daily rainfall in South Korea. **Journal of Earth System Science**, v.116, n.4, p. 311-320, 2007.
- NAKKEN, M. Wavelet analysis of rainfall-runoff variability isolating climatic from anthropogenic patterns. **Environmental Modelling & Software**, v. 14, p. 283-295, 1998. <doi:10.1016/S1364-8152(98)00080-2>
- NUNES, L.H., de CALBETE, N.O. Variabilidade pluviométrica no Vale do Paraíba Paulista. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11, 2000, Rio de Janeiro Anais, (CD ROM) Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2000, p. 3987-3994.
- PETTITT, A.N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistic**, v.28, p.126-135, 1979.
- PANOFSKY, H.A., BRIER, G.W. **Some applications of statistics to meteorology**: University Park, 1968, 224p.
- FISCHER, R.A., TIPPETT, L.H.C., Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. PROCEEDING OF THE CAMBRIDGE PHILOSOPHICAL SOCIETY, v.14, p. 180-190, 1928.
- RAYNAL, J.A., Sobre el uso del dominio de atracción para la identificación de valores extremos para máximos. **Ingeniería Hidráulica en México**, v.12, p.57-62, 1997.
- ROPELEWSKI, C.F., HALPERT, M.S. Quantifying Southern-Oscillation precipitation relationships. **Journal of Climate**, v. 9, p. 1043-1059, 1996.
- SANSIGOLO, C.A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.23, n.3, p. 341-346, 2008.
- THOM, H.C.S. **Some methods of climatological analysis**. Geneve: World Meteorological Organization, 53p. (WMO, 199; TP, 103; Technical note, 81), 1966.
- TORRENCE, C. COMPO, G.P. A Practical Guide to Wavelet Analysis. **Bulletins of American Meteorological Society**, v.79, p.61-78, 1998
- VON STORCH, H., ZWIERS, F.W. **Statistical Analysis in Climate Research**. Cambridge: Cambridge, Cambridge University Press, 1999. 494p.
- WILKS, D. S., Comparison of Three-Parameter Probability Distributions for Representing Annual Extreme and Partial Duration Precipitation Series, **Water Resource Research**, v.29, p.3543-3549, 1993.
- WILKS, D.S, Theoretical probability distributions, In: **Statistical methods in the atmospheric sciences**, San Diego: Academic Press, 1995, p, 96-93.
- WILKS, D.S. Theoretical probability distributions. In: **Statistical methods in the atmospheric sciences**. San Diego: Academic Press, 2006. p. 102-104.
- WHITTLE, P. The simultaneous estimation of a time series harmonic components and covariance structure. **Trabajos de Estadística**, v.3 p. 43-57, 1952.