

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/278312963>

Análise de tendência temporal da precipitação diária máxima no Estado de São Paulo

Article · January 2014

CITATIONS

5

READS

372

6 authors, including:



Bruno Marçal De Almeida

University of São Paulo

30 PUBLICATIONS 124 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Jefferson Vieira José

Universidade Federal do Acre

94 PUBLICATIONS 204 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Sergio N. Duarte

University of São Paulo

165 PUBLICATIONS 951 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



José A. Frizzone

University of São Paulo

247 PUBLICATIONS 1,602 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



[Project](#) Operational characterization of pressure regulating valves [View project](#)



[Project](#) Obstrução de gotejadores por partículas sólidas [View project](#)

Análise de tendência temporal da precipitação diária máxima no Estado de São Paulo

Bruno Marçal de Almeida^{1*}, Jefferson Vieira José¹, Sérgio Nascimento Duarte¹, José Antônio Frizzzone¹, Francisco Dirceu Arraes² & Acácio Perbone¹

¹Departamento de Engenharia de Biossistemas, ESALQ/USP. Piracicaba, SP. brunomarcal@usp.br; jfvieira@hotmail.com.br; snduarte@usp.br; frizzzone@usp.br

²Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Sertão Pernambucano, IFsertão-PE - Campus Salgueiro. dirceuarraes@gmail.com

*Autor correspondente

Resumo: As pesquisas relacionadas à tendência e à variabilidade dos elementos climáticos tem ganho importância nas discussões sobre alterações ambientais. Visando contribuir com estudos sobre a possibilidade de mudanças no regime pluviométrico do Estado de São Paulo, objetivou-se prover novas informações sobre possíveis tendências na precipitação pluvial. Foram utilizados dados pluviométricos de 45 cidades distribuídas no estado, com 30 anos de normais climatológicas (1977 a 2006). Para cada estação, foram identificadas as precipitações diárias máximas (Pdma) e realizaram-se ajustes por meio da distribuição de probabilidade de Gumbel. Os dados foram testados pelo teste de aderência de Anderson-Darling ($\alpha < 0,05$) e associados aos tempos de retorno de 2, 5, 10 e 100 anos. As séries históricas da Pdma (30 anos) de cada município foram divididas em 4 subperíodos de mesma duração (15 anos), visando a detecção de mudanças da Pdma. Foram adaptadas três técnicas estatísticas complementares para avaliar o possível comportamento não-estacionário das prováveis Pdma. Primeiramente, foram usados dois testes não paramétricos: Kruskal-Wallis e Friedman; estes foram utilizados para analisar o conjunto da Pdma. O teste de tendência de Mann-Kendall foi utilizado para avaliar a existência de tendências monótonas de cada estação isoladamente. Utilizaram-se, também, técnicas geoestatísticas, com objetivo de estudar a variabilidade temporal e espacial da Pdma. Das 45 cidades estudadas, 15 cidades indicaram tendência positiva da Pdma em pelo menos um dos subperíodos, sendo que em 5 dessas a tendência foi verificada na série histórica total (30 anos); a cidade de São Paulo apresentou tendências positivas na série total e em dois subperíodos.

Palavras - chave: mudanças climáticas, Mann-Kendall, eventos extremos

Temporal analysis trend for daily maximum rainfall in the State of São Paulo

Abstract: The research related to trends and variability of climatic elements has acquired importance in discussions of environmental changes. In order to contribute to studies on the possibility of changes in rainfall in the State of São Paulo, this study aimed to provide new information on possible trends in rainfall. For that, rainfall data from 45 cities located throughout the state were used, with 30 years of climatological normals (1977-2006). For each station, the maximum daily precipitation (Pdma) was identified and adjustments were performed through the Gumbel probability distribution. Data were tested for adherence with Anderson-Darling test ($\alpha < 0.05$) and associated with the return times of 2, 5, 10 and 100 year. The historical series of Pdma (30 years) of each period were divided into 4 sub-periods of the same duration (15 years), aiming to detect changes of Pdma. Three complementary statistical techniques were adapted to evaluate the possible non-stationary behavior of probable Pdma. Initially, two non-parametric tests were used: Kruskal-Wallis and Friedman: these were used to analyse the set of Pdma. The trend test of Mann-Kendall was used to evaluate the existence of monotonous trend in each station alone. Also, geostatistical techniques were used, in order to study the temporal and spatial variability of Pdma. From the 45 cities studied, 15 cities showed a positive trend of Pdma in at least one of the sub-periods, and in 5 of those cities. The tendency was seen in the total time series (30 years), the city of São Paulo showed positive trends in the overall series and two sub-periods.

Keywords: climate change, Mann-Kendall, extreme events

Introdução

A precipitação é a variável climática com a maior variabilidade no tempo e no espaço. Além disso, o estudo de eventos extremos de precipitação diária máxima anual (Pdma) está relacionado com os danos mais severos às atividades humanas, em quase todas as regiões do mundo, devido ao seu potencial de causar saturação hídrica do solo, escoamento superficial e erosão (Nadarajah & Choi, 2007; IPCC, 2007; Westra et al. 2013).

A análise de suas tendências em longo prazo tornou-se um importante tema da pesquisa climatológica (Tammets & Jaagus, 2012). Atualmente, existe consenso de que um aumento da temperatura atmosférica resultará em uma intensificação do ciclo hidrológico, com consequente aumento da magnitude de alguns dos fenômenos hidrológicos extremos, bem como alteração nos padrões temporais e espaciais da maior parte das variáveis hidrológicas (IPCC, 2007). Assim, a avaliação de séries temporais é um importante instrumento para, através do comportamento passado, avaliar tendências futuras, especialmente no momento em que estudos de mudanças climáticas são mais frequentes (Cargnelutti Filho et al., 2008).

O conhecimento e o entendimento de prováveis alterações climáticas de caráter local ou global são de grande importância para os diversos ramos da pesquisa, em especial os que tratam dos regimes de precipitação, sob a perspectiva de causa e efeito, uma vez que servem de ferramenta para solucionar problemas de interesse da Engenharia, como o controle do escoamento superficial, a previsão de ocorrência de eventos extremos e suas possíveis consequências, a elaboração de projetos de obras hidráulicas tais como vertedores de barragens, o dimensionamento de sistemas de drenagem urbana, rural, etc. (Kostopoulo & Jones, 2005).

Estudos observacionais recentes na linha de pesquisa de como os eventos extremos de precipitação têm mudado ao longo dos tempos estão evidenciando que, em nível global, estes estão aumentando de intensidade e/ou frequência, ou seja, maiores concentrações em intervalos de tempos menores. Westra et al. (2013) estudaram tendências em séries de Pdma a partir de 11.391 estações em todo mundo, com mais de 30 anos de registro (1900 a 2009), verificando tendências estatísticas de aumento e uma forte relação com a temperatura global média da superfície da Terra. De acordo com os autores, o Brasil e algumas zonas escassamente povoadas da Austrália foram particularmente mal representados, seja porque os registros não estão disponíveis ou porque as séries eram curtas, ou

seja, menores de 30 anos.

Muitas são as discussões sobre os possíveis impactos na dinâmica climática causada pelo aquecimento global. Alguns estudos sobre mudanças climáticas em séries de dados observados apresentaram a dificuldade de se encontrar tendências consistentes e significativas, ao se analisar dados de precipitação (Costa et al., 2012). Nadarajah & Choi (2007) estudaram as tendências de Pdma na Coreia do Sul nos anos de 1961 a 2001, e não encontraram qualquer evidência de tendências significativas. Neste contexto, o objetivo desse trabalho foi o de analisar possíveis tendências do regime pluviométrico do Estado de São Paulo, utilizando diferentes ferramentas estatísticas, em séries históricas das precipitações pluviométricas distribuídas em todo o Estado.

Material e Métodos

Análise dos dados básicos

As análises foram realizadas por meio de diferentes técnicas estatísticas, aplicadas às séries históricas disponíveis, sem levar em consideração dados fisiográficos como, por exemplo, relevo, dados de desmatamento, uso e classe do solo, entre outros.

A primeira etapa do estudo consistiu na coleta dos dados diários de precipitação pluvial de 45 estações representativas do estado de São Paulo, pertencentes à rede de estações climatológicas do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), que tivessem uma série mínima de 30 anos. Foram analisados dados de precipitação diária máxima no período (I) de 1977 a 2006. Este período foi subdividido em quatro subperíodos, quais sejam: 1992 a 2006 (II), 1987 a 2001 (III), 1982 a 1996 (IV) e 1977 a 1991 (V). Nas Figuras 1 e 2 estão dispostas as estações pluviométricas utilizadas e a variação da precipitação diária máxima anual, respectivamente. Para efeitos de comparação, foi evidente que a estação de Palmital (26) foi a que teve maior precipitação, 295,4 mm dia⁻¹ no ano de 1994, e a segunda maior foi Ubatuba (44), 276,6 mm dia⁻¹ no ano de 1989, seguindo de cinco valores acima de 200 mm dia⁻¹ nos anos de 1981, 1983, 1996 e 1998.

Função de distribuição

As funções acumuladas de probabilidade (FAP) das distribuições são utilizadas para o cálculo do tempo de retorno, enquanto que a função inversa da FAP, ou função de quantis, é utilizada quando se tem a probabilidade de um evento acontecer e se quer conhecer qual é o valor da magnitude desse evento; no caso de precipitações máximas, esse valor será a altura da chuva máxima diária.

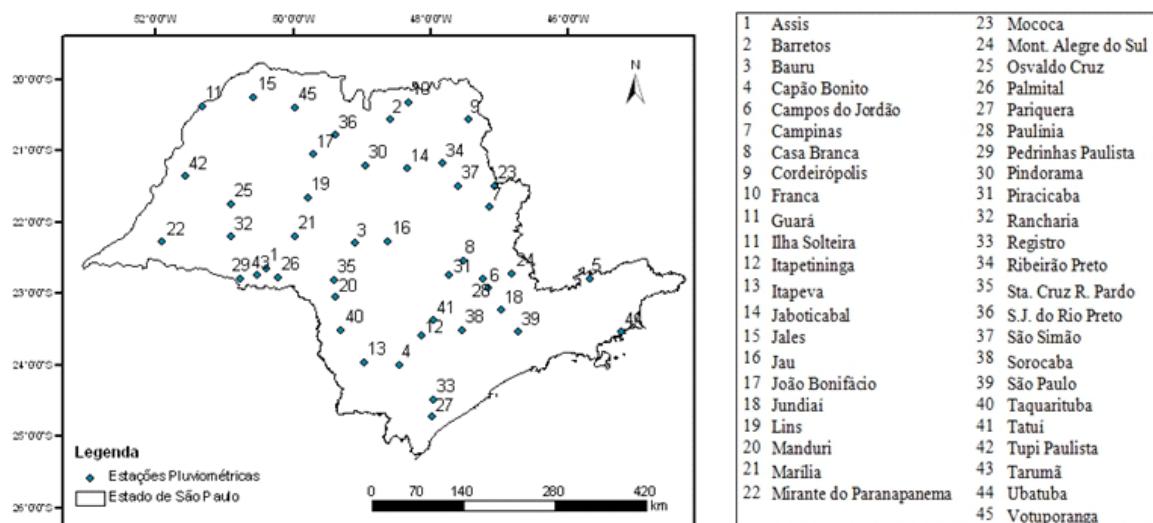


Figura 1. Localização das estações pluviométricas analisadas no Estado de São Paulo

A segunda etapa do trabalho consistiu no ajuste da função de distribuição Gumbel aos dados. As Eq. 1 e 2 denotam, respectivamente, a FAP de Gumbel e a função inversa de densidade da distribuição de Gumbel (Naghettini & Pinto, 2007). Os parâmetros dessa distribuição foram estimados pelo método da máxima verossimilhança, para os diversos tempos de retorno.

$$F_y(y) = \exp \left[-\exp \left(\frac{y - \beta}{\alpha} \right) \right] \quad (1)$$

$$y(TR) = \beta - \alpha \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{TR} \right) \right] \quad (2)$$

em que:

$F_y(y)$ – probabilidade acumulada de ocorrência de um evento y

$y(TR)$ – quantil para determinado tempo de retorno TR

α, β – parâmetros de escala e forma, respectivamente

TR – tempo de retorno, anos e

y – moda da distribuição

Os estimadores da máxima verossimilhança para os parâmetros β e α , obtidos a partir da Eq. 1, de acordo Hann (1977), são apresentados nas Eq. 3 e 4. Para estimação dos parâmetros β e α de Gumbel foi utilizado o software EasyFit®.

$$\beta = -\alpha \ln \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp \left(\frac{-y_i}{\hat{\alpha}} \right) \right] \quad (3)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i - \frac{\sum_{i=1}^n y_i \exp \left(\frac{-y_i}{\hat{\alpha}} \right)}{\sum_{i=1}^n \exp \left(\frac{-y_i}{\hat{\alpha}} \right)} \quad (4)$$

Testes de aderência

O teste de aderência utilizado para verificar se a distribuição de probabilidade se ajustou bem aos dados de precipitação diária máxima foi o teste de Anderson-Darling (Anderson & Darling, 1954), em nível de significância de 5% de probabilidade ($\alpha < 0,05$).

Estimativas de precipitação em função do tempo de retorno

Foram estimadas as alturas extremas de precipitação em função do tempo de retorno de 2, 5, 10 e 100 anos. O tempo de retorno é o tempo médio necessário (geralmente medido em anos) para que um evento venha ser igualado ou superado em um ano qualquer; este é igual ao inverso da probabilidade de que tal evento de referência ocorra, ou seja superado (Naghettini & Pinto (2007) (Eq. 5)).

$$TR = \frac{1}{1 - F_y(y)} \quad (5)$$

em que:

TR – tempo de retorno

$F_y(y)$ – probabilidade acumulada de ocorrência de um evento y

A terceira etapa do trabalho constitui-se na aplicação dos testes estatísticos aos valores esperados de precipitação diária máxima (Pdma), relativos aos períodos de retorno estudados.

Foi utilizado o Software EasyFit® para o ajuste dos dados à função de distribuição Gumbel pelo método da máxima verossimilhança e para o teste de Anderson-Darling (Anderson & Darling, 1954).

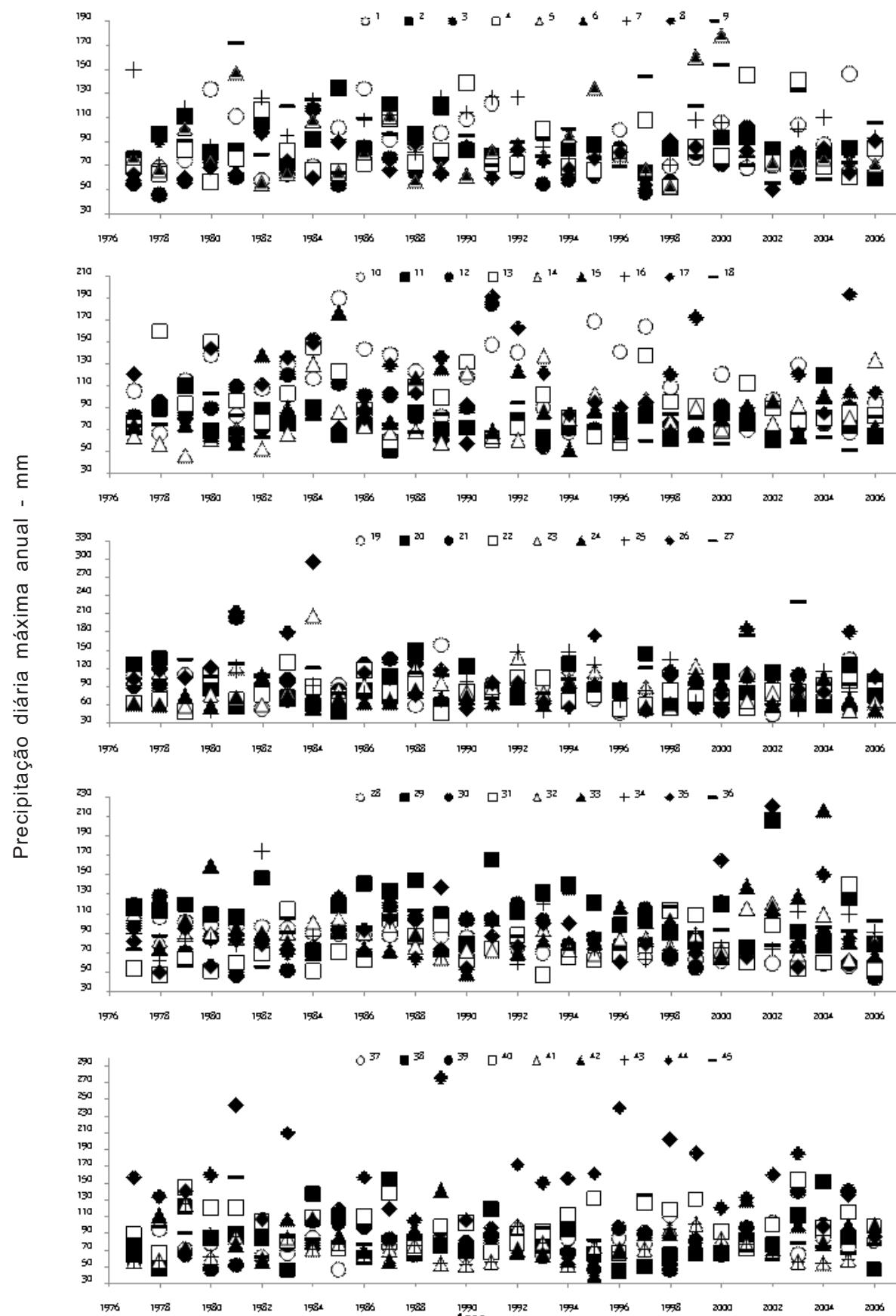


Figura 2. Precipitações diárias máximas anuais nas 45 estações pluviométricas citadas na Figura 1 para o estudo no estado de São Paulo, no período de 1977 a 2006

Análises estatísticas

Teste não paramétrico: A análise de variância para um dado paramétrico é um procedimento considerado robusto, tendo em vista seus pressupostos básicos: normalidade dos dados e homogeneidade das variâncias. Desta forma, realizaram-se testes para verificar as homocedasticidades residuais ou seja, a independência da variância pelo teste de Levene (Box, 1953) a 1% de probabilidade ($P > 0,01$) e também a normalidade das distribuições pelo teste de Shapiro-Wilk (Shapiro & Wilk, 1965) a 1% de probabilidade ($P > 0,01$). Verificou-se, entretanto, que os dados foram não paramétricos (não foram verificados os pressupostos básicos). Desta forma, realizou-se a análise de variância não paramétrica, mediante o teste de Friedman a 5% de probabilidade ($p < 0,05$) e Kruskal-Wallis a 5% de probabilidade ($p < 0,05$), por meio do software estatístico Action 2.5.1, presente no software R, versão 2.2.1 (R. Development Core Team, 2013).

Geoestatística: Os dados das Pdma relativos a cada tempo de retorno, obtidos no período, com 4 subperíodos estabelecidos, foram analisados sob abordagem de modelos geoestatísticos (Diggle & Ribeiro Jr., 2007). Desta forma, buscou-se ajustar os parâmetros do modelo estatístico (Eq. 6) pelo método da máxima verossimilhança, sendo as Pdma para cada tempo de retorno obtido em cada um dos cinco períodos.

$$Y(X_i) = \beta + S(X_i) + \epsilon_i \quad (6)$$

em que:

$Y(X_i)$ – Pdma na linha i da matriz de coordenadas X

β – média geral de uma área específica

$S(X_i)$ – processo gaussiano com função de modelo exponencial, parâmetro de variância e de alcance σ^2 e τ^2 , respectivamente

ϵ_i – ruído aleatório, normalmente distribuído com média zero e variância τ^2

Utilizou-se o modelo exponencial (Carvalho et al., 2004) devido à baixa suavidade do processo espacial, isto é, devido à Pdma tender a variar bruscamente.

A classificação do grau da dependência espacial (GDE) foi feita baseada na razão entre o efeito pepita e o patamar $\{\left[\frac{\tau^2}{(\sigma^2 + \tau^2)}\right] - 1\}$, sendo considerada forte se a razão for $\geq 0,75$, moderada quando está entre 0,74 e 0,26 e fraca se $\leq 0,25$ (Cambardella et al., 1994). Os métodos geoestatísticos utilizados foram implementados mediante uso de funções disponíveis nas bibliotecas geoR (Ribeiro & Diggle, 2001), presente no software R, versão 2.2.1 (R. Development Core Team, 2013).

Teste de tendência: A análise das tendências das séries de Pdma foi realizada de acordo com o teste de Mann-Kendall ($p < 0,05$ e 0,01). Este teste tem sido empregado para verificar tendências em séries climatológicas, no intuito de analisar possíveis mudanças climáticas (Fechine & Galvâncio, 2010). O teste de Mann-Kendall foi aplicado, separadamente, nas 45 estações e em cada período e nos quatro subperíodos, utilizando o software estatístico XLStat. Este software permitiu verificar e remover o efeito de auto correlação seriada, ou seja, remover um ruído nos dados que possam alterar o valor de tendência, ocasionando um valor superestimado.

O teste de Mann-Kendall, proposto inicialmente por Sneyers (1975), é um teste estatístico não paramétrico no qual, na hipótese da estabilidade de uma série temporal, os valores devem ser independentes e a distribuição de probabilidades deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples). Este teste assume que não existe correlação serial entre os dados.

Assumindo a hipótese nula (H_0) como ausência de tendência, os dados precisam ser variáveis aleatórias, independentes e identicamente distribuídas. A Eq. 7 representa o teste de Man-Kendall.

$$S = \sum_{j=i+1}^n (R_j - R_i) \quad (7)$$

em que:

R_j e R_i representam a ordem relativa de cada elemento da série temporal

As diferenças $(R_j - R_i)$ recebem valores zero (0) se $(R_j - R_i) = 0$; [-1] se $(R_j - R_i) > 0$ e, por fim, [1] se $(R_j - R_i) < 0$.

Supondo que H_0 seja verdadeira, os valores de S devem apresentar uma distribuição aproximadamente normal, com média zero e variância $Var(S) = [(n*(n-1)*(2*n+5))/18]$. Finalmente, a estatística do teste Z foi dada por:

$$z = \begin{cases} \frac{S - 1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S > 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (8)$$

Adotando um nível de significância de 95%, H_0 será rejeitada se $|Z| > z_{\alpha/2}$, sendo que o valor $z_{\alpha/2} = 1,96$, obtido na tabela normal padrão. O sinal da estatística Z indica se a tendência foi positiva ($Z > 0$) ou negativa ($Z < 0$).

Resultados e Discussão

Na Tabela 1 são apresentados os parâmetros obtidos para a distribuição de Gumbel. A distribuição foi testada

pelo teste de Anderson-Darling ($p<0,05$), sendo os valores obtidos para o teste de ajustamento foram muito inferiores aos valores críticos tabelados (5,508); dessa forma, a distribuição de Gumbel foi considerada adequada em todas as estações pluviométricas.

Resultados semelhantes foram obtidos por Sansigolo (2008), ao estudar a distribuição de eventos extremos de precipitação diária, em Piracicaba, SP (1917-2006). O autor verificou que a distribuição de Gumbel representava bem as condições pluviométricas deste município. Nadarajah & Choi (2007) também concluíram que a distribuição de Gumbel pode ser utilizada como um modelo razoável para as precipitações diárias máximas na Coreia do Sul.

A estatística descritiva dos valores de Pd_{ma} , estimados pelo modelo Gumbel, nos diferentes períodos, quais sejam, 1977 a 2006 (I), 1992 a 2006 (II), 1987 a 2001 (III), 1982 a 1996 (IV) e 1977 a 1991 (V) e tempo de retorno: 2, 5, 10 e 100 anos, para as 45 estações, encontram-se na Tabela 2.

A maioria dos parâmetros estatísticos aumentou proporcionalmente ao tempo de retorno. Este comportamento indica que, quanto maior é esse período, maior é a variabilidade a ele associada.

Na Tabela 3 observam-se, para os cinco períodos estudados, que não há diferença entre as médias e nenhuma tendência de crescimento ou decréscimo em relação aos diferentes tempos de retorno. Os dois testes não paramétricos produziram resultados semelhantes para os diferentes subperíodos. Observa-se que a análise de variância apresentou-se não significativa em níveis $p = 0,842$ e $p = 0,242$ (isto é, níveis de significância da ordem de 84 e 24%, respectivamente), para os tempos de retorno entre 2 e 100 anos. O teste de Kruskal-Wallis resultou em valores de níveis de significância (p) entre 0,821 e 0,895, o que sugere que se possa aceitar a hipótese nula, ou seja, a não existência de qualquer diferença entre as médias e, particularmente, de nenhuma tendência de crescimento ou de decréscimo das médias das chuvas máximas diárias com respeito aos períodos consecutivos.

Tabela 1. Parâmetros do modelo de distribuição de Gumbel utilizados na análise de frequência da precipitação diária máxima anual, e seus respectivos valores de limites de distribuição (A^2) do teste de Anderson-Darling para o estado de São Paulo, no período de 1977 a 2006

| Identificação - Município | Gumbel | | | Identificação - Município | Gumbel | | |
|----------------------------|---------|----------|----------|---------------------------|---------|----------|----------|
| | β | α | A^{2*} | | β | α | A^{2*} |
| 1 Assis | 17,940 | 78,751 | 0,628 | 24 Mont. Alegre do Sul | 13,417 | 68,056 | 0,441 |
| 2 Barretos | 18,668 | 77,981 | 0,412 | 25 Osvaldo Cruz | 22,105 | 76,69 | 0,369 |
| 3 Bauru | 12,887 | 64,318 | 0,422 | 26 Palmital | 43,262 | 85,795 | 0,627 |
| 4 Capão Bonito | 15,401 | 64,05 | 0,387 | 27 Paríquera | 26,559 | 88,943 | 0,463 |
| 6 Campos do Jordão | 24,315 | 72,322 | 1,067 | 28 Paulínia | 13,859 | 69,814 | 0,911 |
| 7 Campinas | 19,263 | 71,988 | 0,870 | 29 Pedrinhas Paulista | 22,787 | 101,18 | 0,472 |
| 8 Casa Branca | 17,513 | 87,388 | 0,557 | 30 Pindorama | 18,193 | 74,312 | 0,604 |
| 9 Cordeirópolis | 10,326 | 69,467 | 1,459 | 31 Piracicaba | 18,336 | 63,61 | 0,507 |
| 10 Franca | 22,155 | 83,382 | 0,118 | 32 Rancharia | 12,157 | 78,96 | 0,274 |
| 11 Guará | 25,264 | 99,117 | 0,652 | 33 Registro | 26,385 | 81,957 | 0,442 |
| 11 Ilha Solteira | 11,086 | 69,471 | 0,250 | 34 Ribeirão Preto | 18,476 | 76,669 | 0,296 |
| 12 Itapetininga | 20,887 | 76,287 | 0,596 | 35 Sta. Cruz R. Pardo | 29,075 | 73,074 | 0,848 |
| 13 Itapeva | 21,628 | 82,529 | 0,177 | 36 S.J. do Rio Preto | 14,571 | 79,073 | 0,314 |
| 14 Jaboticabal | 18,524 | 71,725 | 0,420 | 37 São Simão | 10,936 | 69,881 | 0,562 |
| 15 Jales | 20,618 | 77,412 | 0,316 | 38 Sorocaba | 23,590 | 69,383 | 0,346 |
| 16 Jau | 14,193 | 67,324 | 0,242 | 39 São Paulo | 17,849 | 71,141 | 0,577 |
| 17 João Bonifácio | 28,738 | 94,512 | 0,205 | 40 Taquarituba | 19,075 | 91,416 | 0,807 |
| 18 Jundiaí | 12,362 | 67,361 | 0,170 | 41 Tatuã | 13,466 | 64,411 | 0,376 |
| 19 Lins | 20,409 | 71,263 | 0,192 | 42 Tupi Paulista | 17,260 | 73,640 | 0,243 |
| 20 Manduri | 23,315 | 76,811 | 0,626 | 43 Tarumã | 18,978 | 86,772 | 0,262 |
| 21 Marília | 25,053 | 74,359 | 0,395 | 44 Ubatuba | 37,554 | 128,84 | 0,257 |
| 22 Mirante do Paranapanema | 15,658 | 72,435 | 0,376 | 45 Votuporanga | 16,589 | 71,158 | 0,710 |
| 23 Mococa | 24,069 | 78,144 | 0,395 | | | | |

*O nível crítico de 5% de significância é de 5,508

Tabela 2. Análise exploratória da precipitação diária máxima anual nos cinco períodos estudados e tempo de retorno 2, 5, 10 e 100 anos para o Estado de São Paulo

| Período | Tempo de retorno (anos) | Média | Mediana | Mínimo (mm) | Máximo | Desvio padrão | C.V. (%) |
|-----------|----------------------------|--------|---------|----------------|--------|---------------|-------------|
| 1977-2006 | 2 | 84,92 | 83,46 | 69,34 | 142,61 | 13,55 | 15,96 |
| | 5 | 107,45 | 104,77 | 83,64 | 185,17 | 19,72 | 18,35 |
| | 10 | 122,39 | 119,12 | 92,70 | 213,35 | 24,20 | 19,77 |
| | 100 | 169,27 | 163,86 | 116,97 | 301,60 | 39,01 | 23,04 |
| 1992-2006 | 2 | 84,14 | 80,870 | 66,06 | 144,89 | 13,97 | 16,61 |
| | 5 | 106,10 | 100,35 | 77,13 | 182,83 | 20,93 | 19,72 |
| | 10 | 120,64 | 113,09 | 84,46 | 207,95 | 26,09 | 21,63 |
| | 100 | 166,16 | 156,84 | 107,41 | 286,61 | 43,21 | 26,01 |
| 1987-2001 | 2 | 84,86 | 82,69 | 68,27 | 145,65 | 14,34 | 16,90 |
| | 5 | 106,09 | 104,36 | 79,11 | 193,35 | 20,92 | 19,72 |
| | 10 | 120,15 | 118,16 | 85,21 | 224,93 | 25,68 | 21,37 |
| | 100 | 164,17 | 164,79 | 104,31 | 323,82 | 41,28 | 25,14 |
| 1982-1996 | 2 | 85,92 | 83,54 | 65,67 | 143,35 | 15,13 | 17,61 |
| | 5 | 107,25 | 103,81 | 78,40 | 191,25 | 22,57 | 21,04 |
| | 10 | 121,36 | 116,56 | 86,18 | 222,97 | 28,17 | 23,21 |
| | 100 | 165,57 | 156,08 | 105,50 | 322,28 | 46,81 | 28,27 |
| 1977-1991 | 2 | 87,017 | 83,39 | 66,81 | 140,15 | 15,07 | 17,32 |
| | 5 | 109,47 | 105,41 | 80,04 | 188,21 | 22,43 | 20,48 |
| | 10 | 124,57 | 120,20 | 87,42 | 220,03 | 27,67 | 22,21 |
| | 100 | 171,41 | 163,05 | 110,53 | 319,67 | 45,18 | 26,23 |

C.V. - Coeficiente de Variação

Tabela 3. Teste de Friedman e de Kruskal-Wallis (K.W.) da precipitação diária máxima anual nos cinco períodos estudados e tempo de retorno 2, 5, 10 e 100 anos para o Estado de São Paulo

| Período de retorno (anos) | Médias (mm) | | | | | ANOVA | |
|------------------------------|----------------|-----------------|------------------|-----------------|----------------|---------------------|---------------------|
| | I 1977-2006 | II 1992-2006 | III 1987-2001 | IV 1982-1996 | V 1977-1991 | Friedman | K.W. p=valor |
| 2 | 84,92 | 84,14 | 84,86 | 85,93 | 87,02 | 0,842 ^{ns} | 0,854 ^{ns} |
| 5 | 107,45 | 106,10 | 106,09 | 107,25 | 109,47 | 0,401 ^{ns} | 0,895 ^{ns} |
| 10 | 122,38 | 120,64 | 120,15 | 121,37 | 124,57 | 0,525 ^{ns} | 0,878 ^{ns} |
| 100 | 169,27 | 166,16 | 164,17 | 165,57 | 177,42 | 0,242 ^{ns} | 0,821 ^{ns} |

ns - não significativo a 5% de probabilidade

Xu et al. (2003), com o intuito de detectarem possíveis tendências da precipitação no Japão, dividiram a série histórica em quatro subperíodos e, por meio de teste não-paramétrico (Mann-Kendall e Mann-Whitney), constataram que a série temporal não exibiu evidências significativas de tendência mono-tônica na série total (1897-1999), e nos subperíodos.

Geoestatística

Os resultados das estimativas dos parâmetros (τ^2 , σ^2 e ϕ) da função de verossimilhança (Tabela 4), do período

com os quatro subperíodos estudados e para os diferentes tempos de retorno, foram ajustados ao modelo exponencial. Carvalho et al. (2004), analisaram os modelos de semivariograma exponencial, esférico e gaussiano, aplicados à precipitação pluvial média anual no estado de São Paulo, constataram superioridade importante do modelo exponencial.

Os parâmetros estatísticos das Pdma aumentaram proporcionalmente, de acordo com o tempo de retorno. Este comportamento indica que, quanto maior for o período de tempo necessário para igualar ou superar uma

Tabela 4. Estimativas dos parâmetros do semivariograma, utilizando-se os estimadores de máxima verossimilhança para o modelo exponencial, nos cinco períodos estudados e tempo de retorno 2, 5, 10 e 100 anos.

| Parâmetros | I 1977-2006 | II 1992-2006 | III 1987-2001 | IV 1982-1996 | V 1977-1991 |
|---------------------------------|----------------|-----------------|------------------|-----------------|----------------|
| Tempo de retorno - 2 anos | | | | | |
| Efeito pepita (τ^2) | 0,0025 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0127 |
| Patamar ($\sigma^2 + \tau^2$) | 0,0251 | 0,6318 | 0,0250 | 0,4157 | 0,1401 |
| Alcance (ϕ) | 0,8975 | 0,6318 | 0,5468 | 0,4155 | 0,5917 |
| β_0 | 4,4793 | 4,4538 | 4,4523 | 4,4524 | 4,4681 |
| GDE | 0,900 | 0,999 | 0,992 | 0,999 | 0,906 |
| Tempo de retorno - 5 anos | | | | | |
| Efeito pepita (τ^2) | 0,0107 | 0,0016 | 0,0144 | 0,0268 | 0,0194 |
| Patamar ($\sigma^2 + \tau^2$) | 0,0314 | 0,0330 | 0,0325 | 0,0359 | 0,0351 |
| Alcance (ϕ) | 1,0589 | 0,3250 | 0,6124 | 0,5666 | 0,5177 |
| β_0 | 4,7092 | 4,6583 | 4,6676 | 4,6638 | 4,6876 |
| GDE | 0,659 | 0,951 | 0,557 | 0,253 | 0,447 |
| Tempo de retorno - 10 anos | | | | | |
| Efeito pepita (τ^2) | 0,0148 | 0,0034 | 0,0223 | 0,0436 | 0,0231 |
| Patamar ($\sigma^2 + \tau^2$) | 0,0351 | 0,0400 | 0,0379 | 0,0436 | 0,0408 |
| Alcance (ϕ) | 0,9518 | 0,2651 | 0,5852 | 0,0000 | 0,5097 |
| β_0 | 4,8288 | 4,7787 | 4,7846 | 4,7758 | 4,8139 |
| GDE | 0,4265 | 0,9150 | 0,4116 | - | 0,4338 |
| Tempo de retorno - 100 anos | | | | | |
| Efeito pepita (τ^2) | 0,0254 | 0,00001 | 0,0537 | 0,0636 | 0,0330 |
| Patamar ($\sigma^2 + \tau^2$) | 0,8012 | 0,0596 | 0,0537 | 0,0636 | 0,0565 |
| Alcance (ϕ) | 0,7758 | 0,1851 | 0,0000 | 0,0000 | 0,4460 |
| β_0 | 5,1340 | 5,0841 | 5,0731 | 5,0757 | 5,1222 |
| GDE | 0,1988 | 0,9998 | - | - | 0,4159 |

GDE - grau de dependência espacial; β_0 - média geral de uma área específica

chuva específica, pelo menos uma vez em média, maior é a variabilidade associada a esse evento.

Ainda na Tabela 4, a estimativa do parâmetro β foi maior no tempo de retorno (T) de 100 anos; observa-se que à medida que é menor o valor de T , menor é o valor de β . Entretanto, quando se analisa os subperíodos da série histórica, o valor de β é menor nos subperíodos mais recentes (II - 1992 a 2006). Os efeitos pepita da Pdma, no tempo de retorno de 2 anos, apresentaram baixos valores comparados ao tempo de retorno de 100 anos. Segundo Mello & Viola (2012), essa situação possivelmente está associada ao fato de que os eventos de chuvas intensas com menor tempo de retorno ocorrem com mais frequência e, portanto, são captados em maior número pela série histórica.

Os valores de Pdma apresentaram estrutura de dependência espacial. De acordo com o critério de Cambardella et al. (1994), há uma forte dependência espacial para todos os valores de T de 2 anos no subperíodo I (1997 a 2006), o que implica que a geoestatística foi apropriada para gerar mapas de variabilidade espacial da Pdma no Estado de São Paulo. A distribuição espacial desses eventos possibilita inferir

sobre as áreas onde sua ocorrência é acentuada e desprovida de observações (Mello & Viola 2012).

Os mapas de predição são apresentados nas Figuras 2 e 3. Foi observada uma tendência de elevação da lâmina de precipitação pluvial nas regiões do litoral Sul e Norte do Estado de São Paulo. Devido a esta tendência, as estações de Ubatuba e Pariquera, localizadas ao longo da região litorânea, apresentaram os valores mais altos de precipitação pluvial. Esta tendência pode ser explicada pelo efeito orográfico, causado pela orientação da Serra do Mar na faixa ao longo da linha de costa brasileira. De acordo com Smith & Barstad (2004), lugares com efeito orográfico apresentam maior umidade das massas de ar e, consequentemente, maior probabilidade de produzir chuva com maior intensidade. As regiões Oeste e Norte apresentaram precipitações mais elevadas no estado, quando comparadas com as regiões Central e Noroeste.

Analizando os mapas de Pdma em conjunto, é possível distinguir três regiões: a primeira, a partir da Serra do Mar (litoral sul e litoral norte); a segunda, a partir da Serra do Mar até o Oeste (Pedrinhas Paulista), estendida até a região Noroeste (Jaú); e a terceira região no Norte (Franca e Barretos).

É possível notar uma grande variação na magnitude das precipitações, sendo sensível as alterações nos tempo de retorno. Segundo Machado et al. (2010), estes resultados indicam que uma seleção arbitrária de um evento específico de chuva em uma região, ou a utilização de um valor pertencente a outra região, durante um planejamento do projeto, é um procedimento inadequado.

Nas Figuras 3 e 4 pode-se observar a tendência da Pdma nos mapas, observa-se um decréscimo da precipitação prevista na medida em que os subperíodos das séries históricas são mais recentes, ou seja 1977 a 1991 – V > 1982 a 1996 – IV > 1978 a 2001 – III > 1992 – 2006, independentes dos tempos de retorno estudos.

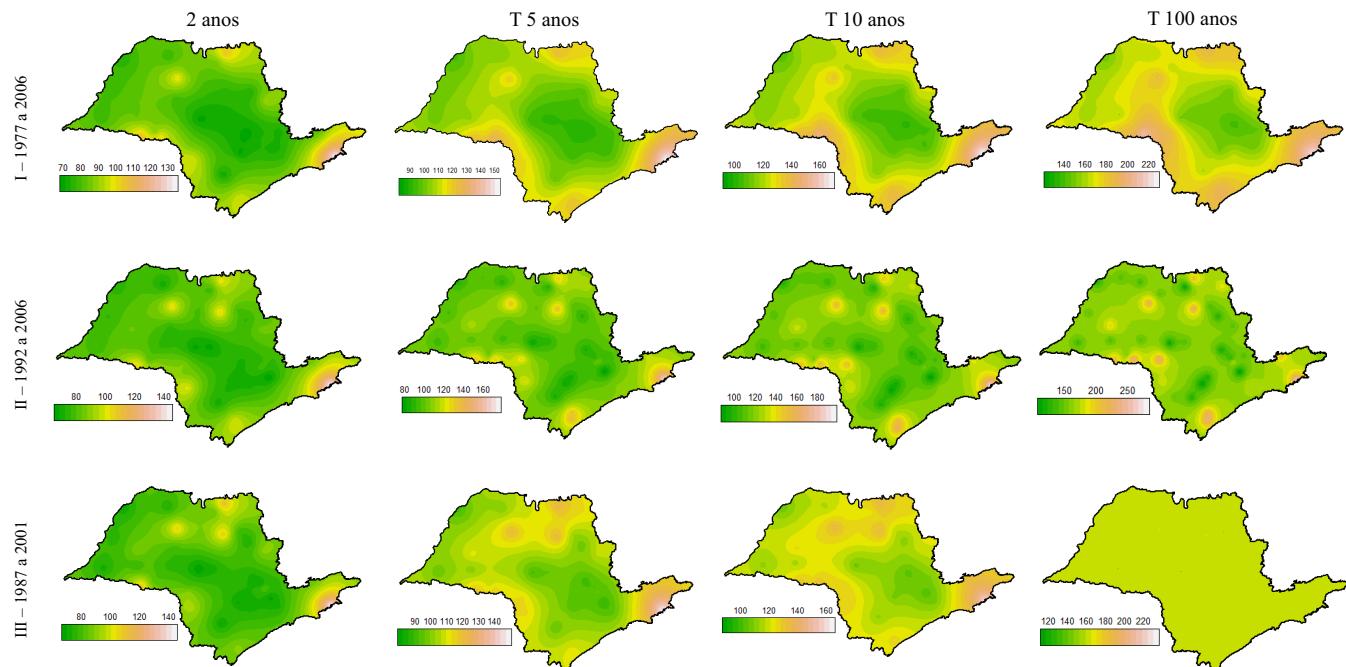


Figura 3. Mapas de precipitação diária máxima anual do período I (1997 a 2006) e dos subperíodos, II (1992 a 2006) e III (1987 a 2001), associados ao tempo de retorno de 2, 5, 10 e 100 anos para o estado de São Paulo

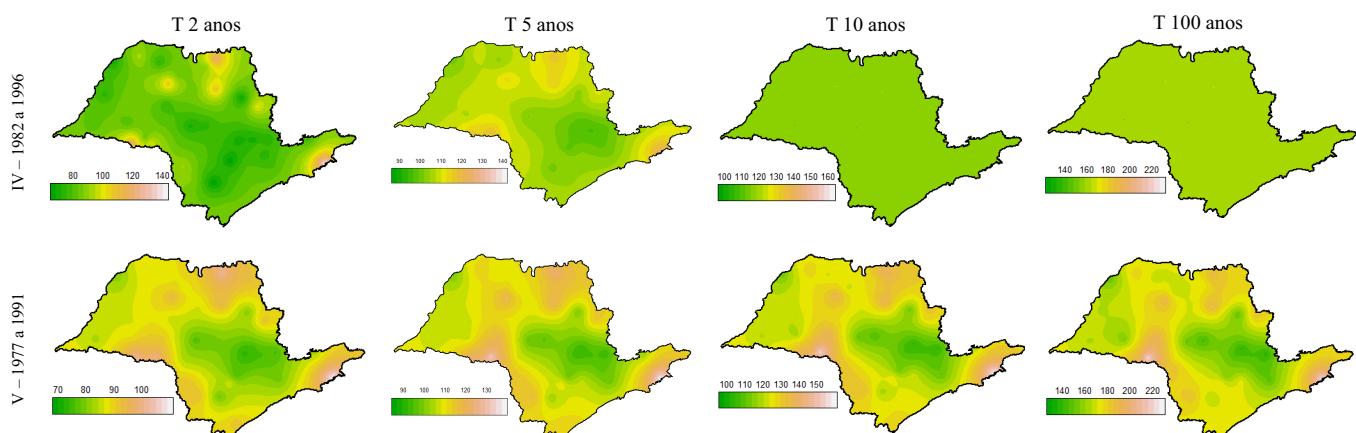


Figura 4. Mapas de precipitação diária máxima anual dos subperíodos IV (1982 a 1996) e V (1977 a 1991) associados ao tempo de retorno de 2, 5, 10 e 100 anos para o Estado de São Paulo

Teste de Tendência

São apresentadas na Tabela 5, as tendências dos eventos extremos para cada estação pluviométrica isoladamente e para cada um dos subperíodos, avaliadas pelo teste de Mann-Kendall. Este teste fornece a tendência, positiva ou negativa, dos totais de precipitação diária máxima.

Dos 225 valores de τ apresentados na Tabela 5, 123 são negativos (um valor negativo indica uma tendência decrescente da precipitação diária máxima ao longo do tempo) e 102 são positivos.

Entretanto, quando foram considerados os valores de z de Mann-Kendall, que são significativamente

Tabela 5. Teste de tendência de Mann Kendall nos cinco períodos estudados e tempo de retorno 2, 5, 10 e 100 anos

| Ind. | Períodos | | | | | Ind. | Períodos | | | | |
|------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| | I 1977 2006 | II 1992 2006 | III 1987 2001 | IV 1982 1996 | V 1977 1991 | | I 1977 2006 | II 1992 2006 | III 1987 2001 | IV 1982 1996 | V 1977 1991 |
| | $\tau - \text{tau}$ | | | | | | $\tau - \text{tau}$ | | | | |
| 1 | 0,044 | 0,295 | -0,181 | 0,143 | 0,295 | 24 | 0,124 | -0,167 | 0,295 | 0,124 | 0,067 |
| 2 | -0,138 | -0,172 | -0,153 | -0,238 | 0,124 | 25 | -0,145 | -0,314 | -0,010 | -0,029 | -0,200 |
| 3 | 0,205 | 0,390* | -0,100 | -0,219 | 0,352 | 26 | -0,200 | 0,200 | -0,029 | -0,390* | -0,352 |
| 4 | 0,137 | 0,086 | 0,860 | 0,276 | 0,143 | 27 | -0,145 | 0,162 | 0,124 | -0,219 | -0,486* |
| 5 | 0,037 | -0,238 | 0,238 | 0,345 | -0,077 | 28 | 0,076 | 0,249 | 0,00 | -0,249 | -0,067 |
| 6 | 0,117 | 0,029 | -0,067 | -0,086 | -0,257 | 29 | -0,177 | -0,314 | -0,429* | -0,067 | 0,105 |
| 7 | -0,172 | -0,086 | -0,410* | -0,295 | 0,162 | 30 | -0,117 | -0,390* | -0,333 | 0,124 | 0,105 |
| 8 | 0,080 | 0,124 | 0,238 | -0,162 | -0,048 | 31 | 0,180 | -0,010 | -0,105 | 0,153 | 0,421* |
| 9 | -0,122 | -0,077 | -0,029 | -0,352 | -0,048 | 32 | -0,168 | 0,048 | 0,181 | -0,333 | -0,295 |
| 10 | -0,085 | -0,276 | -0,105 | -0,029 | 0,333 | 33 | 0,032 | 0,067 | 0,200 | 0,153 | 0,383 |
| 11 | -0,074 | 0,077 | 0,257 | -0,219 | -0,314 | 34 | 0,009 | 0,191 | -0,105 | -0,124 | 0,048 |
| 12 | -0,219 | 0,325 | -0,096 | -0,448* | 0,143 | 35 | 0,071 | 0,029 | 0,143 | 0,067 | 0,162 |
| 13 | -0,144 | 0,029 | 0,048 | -0,333 | -0,105 | 36 | 0,126 | 0,067 | -0,067 | 0,162 | 0,23815 |
| 14 | 0,047** | 0,181 | 0,200 | 0,086 | 0,257 | 37 | 0,076 | 0,048 | 0,010 | 0,295 | 0,105 |
| 15 | -0,041 | 0,143 | -0,219 | -0,371 | 0,200 | 38 | -0,037 | 0,191 | -0,257 | -0,143 | 0,086 |
| 16 | -0,252* | -0,295 | -0,333 | -0,067 | 0,124 | 39 | 0,287* | 0,410* | -0,105 | -0,238 | 0,448* |
| 17 | -0,058 | -0,067 | -0,200 | -0,167 | -0,033 | 40 | 0,041 | 0,124 | 0,029 | -0,057 | -0,172 |
| 18 | -0,377* | -0,345 | -0,183 | -0,038 | -0,219 | 41 | -0,009 | -0,200 | 0,306 | -0,115 | -0,238 |
| 19 | -0,019 | -0,086 | -0,029 | 0,143 | -0,029 | 42 | 0,067 | 0,471* | 0,010 | -0,333 | 0,105 |
| 20 | 0,021 | -0,124 | -0,162 | -0,249 | 0,029 | 43 | -0,060 | 0,124 | 0,105 | -0,325 | -0,268 |
| 21 | -0,161 | 0,086 | -0,200 | -0,276 | 0,257 | 44 | -0,067 | -0,257 | 0,124 | 0,219 | -0,276 |
| 22 | -0,080 | 0,143 | -0,257 | -0,219 | 0,238 | 45 | -0,345** | 0,019 | -0,211 | -0,143 | -0,238 |
| 23 | -0,180 | -0,448* | -0,057 | 0,172 | 0,067 | | | | | | |

Ind - Identificação domunicípio

diferentes de zero em nível de 5% de probabilidade observou-se que 15 das 45 estações forneceram valores significativos (assinalados com asterisco na Tabela 5), sendo cinco com valores positivos e dez negativos. Os restantes, que não tinham significado estatístico, são explicados pela variabilidade natural das precipitações. Portanto, mudanças climáticas globais ou regionais, que poderiam estar associadas, por exemplo, ao aquecimento urbano, não afetaram significativamente os registros.

Verifica-se também, na Tabela 5, que apenas nas localidades de Bauru, Jaboticabal, Piracicaba, São Paulo e Tupi Paulista foram observadas tendências positivas nas precipitações diárias máximas. Este resultado evidencia uma mudança local na precipitação.

Quando se analisa apenas o subperíodo I (1977 a 2006), verifica-se que estes resultados concordam com os de Blain (2013a, 2013b) e Blain & Moraes (2011). Estes autores indicaram a presença de tendências não significativas nos valores de precipitação máxima diária obtidas em Campinas: (1890-2012) (Blain, 2013a) e

(1948-2007) (Blain & Moraes, 2011). Sansigolo (2008) aplicou o teste de Mann Kendall a séries temporais da precipitação máxima diária no período de 1917 a 2006 para o município de Piracicaba-SP, e não detectou tendências significativas em nível de 95% de probabilidade.

No entanto, na cidade de São Paulo, foram verificadas tendências positivas nas precipitações diárias máximas, não somente no subperíodo I, mas também nos subperíodos II e V. Dias et al. (2013) verificaram tendências positivas significativas na evolução diária de precipitações extremas na cidade de São Paulo-SP (1933-2010); os fatores que podem explicar essa ocorrência são o crescimento da ilha de calor e o da poluição do ar na microfísica das nuvens, tendo em vista que a cidade de São Paulo passou por um grande aumento na urbanização ao longo das décadas analisadas (Sugahara et al., 2009). De acordo comEMPLASA (2002) a área urbana da região metropolitana de São Paulo cresceu de 200 km² em 1930 para 2407 km² em 2002, ou seja, um aumento de 12 vezes em sete décadas.

Conclusões

1. Não foi possível identificar tendências gerais das precipitações diárias máximas que indicassem aumento da lâmina precipitada no estado de São Paulo (1977-2006), mesmo verificando-se tendência em algumas cidades.

2. Das 45 cidades estudadas, 15 cidades indicaram tendência positiva da Pdma em pelo menos um dos subperíodos, sendo que 5 dessas na série histórica total (30 anos); na cidade de São Paulo identificou-se tendências positivas na série total e em dois subperíodos.

3. Os resultados revelaram que as Pdma associadas aos seus respectivos tempos de retorno apresentaram dependência espacial, gerando mapas de Pdma para o estado de São Paulo.

Literatura Citada

- Anderson, T. W.; Darling, D. A. A Test of goodness of fit, *Journal of the American Statistical Association*, v. 49, n.268, p.765-769, 1954.
- Blain, G. C. Detecção de tendências monótonas em séries mensais de precipitação pluvial do estado de São Paulo, *Bragantia*, v.69, p.1027-1033, 2013a.
- Blain, G. C. Seasonal variability of maximum daily rainfall in Campinas, State of São Paulo, Brazil: Trends, periodicities, and associated probabilities. *Acta Scientiarum*, v.35, p.557-564, 2013b.
- Blain, G. C.; Moraes, S. O. Caracterização estatística de oito séries de precipitação pluvial máxima diária da secretaria de agricultura e abastecimento do estado de São Paulo. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.26, n.2, p.225-233, 2011.
- Box, G. E. P. Non-normality and tests on variances, *Biometrika*, v.40, p.318-355, 1953.
- Cambardella, C.A.; Moorman, T.B.; Novak, J.M.; Parkin, T.B.; Karlen, D.L.; Turco, R.F.; Konopka, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. *Soil Science Society of America Journal*, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.
- Carnelutti Filho, A.; Matzenauer, R.; Maluf, J.; R.; T.; Fontana, D. C. Análise decadal da temperatura do ar no estado do Rio Grande do Sul. *Revista de Biologia e Ciência da Terra*, v. 8, n. 1, p.258-263, 2008.
- Carvalho, J.R.P.; Vieira, S.R.; Vendrusculo, L.G. Uso da técnica de mínimos quadrados ponderados para ajuste de modelos as semivariograma. São Carlos: Embrapa Informática Agropecuária, 2004. 15p. Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 11
- Chagnon S. A. Precipitation changes in summer caused by St. Louis. *Science*, v.205, p. 402-404, 1979
- Chagnon S. A.; Shealy R. T.; Scott R. W.; Precipitation changes in fall, winter, and spring caused by St. Louis. *Journal of Applied Meteorology*, n. 30, p.126-134, 1991.
- Box, G.E.P.; Cox, D.R. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society; Series B (Methodological)*, v.26, p.211-252, 1964.
- Costa, R. L.; Silva, F. D. dos S.; Sarmanho, G. F.; Ferreira, D. B.; Análise de tendências de precipitações e temperaturas mensais de 1961 a 2008 no Brasil usando dados gradeados. *Revista Brasileira de Geografia Física*, v.5, p.1227-1242, 2012.
- Dias, M. A. F. S.; Dias, J.; Leila M. V. Changes in extreme daily rainfall for São Paulo, Brazil. *Climatic Change*, v.116, n.3-4, p.705-722, 2013.
- Diggle, P. J.; Ribeiro Jr, P. J. *Model based geostatistics*. New York: Springer, 2007. 230p.
- EMPLASA – Empresa Paulista de Planejamento Metropolitano. Título do conteúdo. Crescimento urbano de São Paulo. <http://www.emplasa.sp.gov.br>. 2012.
- Empresa Paulista de Planejamento Metropolitano. Título do conteúdo. Crescimento urbano de São Paulo. <http://www.emplasa.sp.gov.br>. 2012.
- Fechine, J. A. L.; Galvâncio, J. D. Aplicação do teste de Mann-Kendall na análise de tendências climáticas em anos de El Niño na bacia hidrográfica do Rio Belém. *Amazônia e o Clima Global*, v.1, n.2, p. 1-5, 2010.
- Gumbel, E. J. *Statistics of extremes*. West Sussex: Columbia University Press, 1958. 375p.
- Haktanir, T.; Cobaner, M.; Kisi, O. Frequency analyses of annual extreme rainfall series from 5 min to 24 h. *Hydrological Process*, v.24, p.3574-3588, 2010.
- Haan, C. T. *Statistical methods in hidrology*. Ames: The Iowa State University, 1977. 377 p.
- Hillel, D. *Application of soil physics*. New York: Academic Press. 1980. p.319-344.
- IPCC - Intergovernmental Panel on Climate Change. *Climate change 2007: The physical science basis*. In: Solomon, S.; Qin, D.; Manning, M.; Chen, Z.; Marquis, M.; Averyt, K. B.; Tignor, M.; Miller, H. L. (ed.) *Contribution of working group I to the fourth assessment report of the intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 2007, 996p.
- Kostopoulo, E.; Jones, P. D. *Assesment of climate extremes in the Eastern Mediterrenean*. *Meteorology and Atmospheric Physics*, v. 89, p. 69-85, 2005.
- Kyoung, M.; Kim, H.; Sivakumar, B.; Singh, V.; Ahn, K. "Dynamic characteristics of monthly rainfall in the Korean peninsula under climate change. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, v.25, n.4, p.613-625, 2011.
- Machado, R.L.; Ceddia, M.B.; Carvalho, D.F. de; Cruz, E.S. da; Francelino, M.R. Spatial variability of maximum annual daily rain under different return periods at the Rio de Janeiro state, Brazil. *Bragantia*, v.69, p.77-84, 2010.
- Mello, C. R. de; Viola, M. R. Mapeamento de chuvas intensas no estado de Minas Gerais (1). *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.37, n.1, p.37-44, 2012.
- Nadarajah, S.; Choi, D. Maximum daily rainfall in South Korea. *Journal of Earth System Science*, v.116, n.4, p.311-320, 2007.

- Naghettini, M.; Pinto, E. J. A hidrologia estatística, Belo horizonte: CPRM, 2007. 52p.
- R Development Core Team R, A language and environment for statistical computing, Vienna, R Foundation for Statistical Computing, 2012. URL <http://www.R-project.org>
- Ribeiro Jr, P. J.; Diggle, P. J. The geoR package functions for geostatistical data analysis. *Research News*, v.1, n.2, p.15-18, 2001.
- 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.
- Shapiro, S. S.; Wilk, M. B. Na analysis of variance test for normality (complete samples) *Biometrika*, v.52, p.591-611, 1956.
- Shepherd J. M.; Pierce, H.; Negri, A. J. Rainfall modification by major urban areas: Observations from spaceborne rain radar on the TRMM satellite. *Journal of Applied Meteorology*, v.41, p.689–701, 2002.
- Smith, R.B.; Barstad, I. A linear theory of orographic precipitation. *Journal Atmospherics Sciences*. v.61, p.1377- 1391. 2004.
- Sneyers, R. Sur l'analys estatistique des séries d'observations. Note Technique 143, Genebra: OMM. 1975. 415p.
- Sugahara, S.; Rocha, R. P. da; Silveira, R. Non-stationary frequency analysis of extreme daily rainfall in São Paulo, Brazil. *International Journal of Climatology*, v.29, n.9, p.1339-1349, 2009.
- Tammets, T.; Jaagus, J. Climatology of precipitation extremes in Estonia using the method of moving precipitation totals. *Theoretical and Applied Climatology*, v. 110, p. 623-639, 2012.
- Westra, S.; Alexaqnder, L. V.; Zwiers, F. W. Global increasing trends in annual maximum daily precipitation. *Journal of Climate*, v.26, n.11, p.3903-3918, 2013.
- Xu, Z.X.; Takeuchi, K.; Ishidaira, H. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, v.279, p.144–150, 2013.