

Análise de variâncias pluviométricas na região da bacia hidrográfica do Cubatão do Sul (SC)

Analysis of the rainfall variance in the region of the Cubatão do Sul watershed (SC)

Marco Alésio Figueiredo Pereira¹
Masato Kobiyama^{2(*)}

Resumo

A bacia hidrográfica do Cubatão do Sul, estado de Santa Catarina, é responsável pelo abastecimento público da Grande Florianópolis. O estudo hidrológico desta bacia é de extrema importância no contexto de gerenciamento de recursos hídricos desta. O objetivo do presente trabalho foi, portanto, analisar a possível semelhança da variância pluviométrica em oito estações localizadas na região desta bacia. Para isto, foram utilizadas séries históricas mensais do período de 1989 a 2000, dessas estações. Primeiramente foram preenchidas as falhas na série histórica, e foram determinados seus dados básicos como: média, mediana e curtose. Posteriormente foi determinada a variância dos dados, e foram realizados o teste de normalidade e a normalização dos dados através do logaritmo neperiano. O agrupamento das estações de acordo com sua variância foi realizado pela distância Euclidiana através do método de Ward, porém pela ANOVA e teste de Tukey os agrupamentos propostos no método de Ward não se sustentavam, demonstrando a homogeneidade entre a média das variâncias das estações analisadas. Os resultados demonstraram que ocorre uma semelhança entre as distribuições da variância da série histórica analisada e que também ocorre uma similaridade entre as médias pluviométricas das estações com um número relativamente baixo de eventos extremos. Assim, conclui-se que as oito estações pluviométricas podem ser classificadas em um mesmo agrupamento.

Palavras-chave: Precipitação; variância; agrupamento; ANOVA.

Abstract

-
- 1 MSc.; Geógrafo; Doutorando em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Ambiental da Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC; Endereço: Caixa Postal, 476, *Campus* Universitário, Trindade, CEP: 88040-900, Florianópolis, Santa Catarina, Brasil E-mail: geocram@gmail.com
 - 2 Dr.; Ciências Especiais; Professor do Departamento de Engenharia Sanitária do Centro Tecnológico da Universidade Federal de Santa Catarina, UFSC; Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq; Endereço: Caixa Postal, 476, *Campus* Universitário, Trindade, CEP: 88040-900, Florianópolis, Santa Catarina, Brasil; E-mail: kobiyama@ens.ufsc.br (*) Autor para correspondência.

Recebido para publicação em 23/05/2012 e aceito em 12/11/2012

Ambiência Guarapuava (PR) v.9 n.1 p. 95 - 111 Jan./Abr. 2013 ISSN 1808 - 0251
DOI:10.5777/ambiencia.2013.01.07

The Cubatão do Sul watershed, Santa Catarina state, is responsible for drinking water supply to Florianópolis Metropolitan region. Hydrological studies about this watershed are very important for water resources management in it. The objective of the present study was, therefore, to analyze the possible similarity of the variance in eight precipitation-gauge stations located within and around this watershed. Monthly time series data obtained during the period of 1989 to 2000 were utilized. At first, the whole time series was filled, and their basic data such as mean, median and kurtosis were determined. Then, the variance of the data was determined, and a normality test and data normalization through the neperian logarithm were carried out. The grouping of the stations in terms of their variance was performed by the Euclidean distance by the Ward method, however by the ANOVA and the Tukey test the grouping method proposed in Ward method did not hold up, showing the homogeneity among the mean variances of the precipitation values obtained at the analyzed stations. The results demonstrated that the similarity among the distributions of variances and the similarity among the rainfall mean values of the stations with relatively-weak extreme events. Hence, it is concluded that the eight stations belongs to the same group.

Key words: Precipitation,;variance; grouping; ANOVA.

Introdução

O conhecimento da oferta quantitativa e qualitativa dos recursos hídricos em uma bacia hidrográfica é de suma importância para o seu gerenciamento, pois ele pode priorizar demandas e gerir diretrizes para o uso prioritário e sustentável deste bem. Com o aporte das entradas e saídas de água na bacia hidrográfica, pode-se adequar, por exemplo, o uso do solo, de acordo com a disponibilidade hídrica na bacia, verificar a garantia e segurança do sistema de geração de energia elétrica, calcular as dimensões de obras hidráulicas de acordo com o período de retorno, planejar o abastecimento de água às cidades, entre outros.

Os eventos extremos em áreas tanto urbanas quanto rurais podem causar problemas para a sociedade. Grandes volumes pluviométricos em curta duração de tempo ocasionam inundações e/ou

enxurradas e até mesmo escorregamentos em áreas susceptíveis. Buriol et al. (2006) comentaram que as chuvas intensas além de poder causar os danos citados anteriormente, também intensificam a erosão do solo e o transporte de sedimentos que assoreiam os leitos dos reservatórios d'água e dos rios. Por outro lado, períodos longos sem chuva acarretam consequências negativas, como deficiência hídrica no solo, redução da vazão nos sistemas fluviais e abaixamento do nível de água das barragens.

Estudos constatam que a ocorrência de eventos extremos no sul do Brasil pode estar relacionada com a atuação do El Niño e La Niña. Nery (2005), Pscheidt e Grimm (2009), Paula et al. (2010) demonstraram que nessa região o El Niño e a La Niña causam uma alteração na frequência, intensidade e quantidade das chuvas. Segundo Rao e

Hada (1994); Grimm et al. (1998), Diaz et al. (1998) e Sansigolo et al. (2004), os eventos El Niño e La Niña estão respectivamente associados às precipitações acima e abaixo da normal na primavera, nessa mesma região.

Back (2001), analisando dados de precipitação e temperatura média da estação de Urussanga (SC), no período de 1924 a 1998, identificou que a precipitação total anual apresenta tendência crescente, porém, quando analisada por trimestre, somente a precipitação no quarto trimestre apresenta tendência crescente. Assim, existem diversos fatores que afetam a variabilidade temporal de chuva.

Para identificar as características espaço temporais das precipitações que ocorrem em uma região faz-se necessário determinar a variabilidade e a dinâmica desses fenômenos. Assim sendo, o objetivo deste trabalho foi identificar os padrões de agrupamentos das precipitações monitoradas em diversas estações pluviométricas analisadas por meio de um padrão de comportamento e características comuns entre as variâncias da série histórica, na região da bacia do rio Cubatão do Sul, no estado de Santa Catarina.

Material e Métodos

Área de estudo

A bacia hidrográfica do Cubatão do Sul está situada aproximadamente a 20 km do município de Florianópolis (SC), entre os paralelos 27°35'46" e 27°52'50" S e as longitudes 48°38'24" e 49°02'24" W (Figura 1). Ela é a principal fornecedora de água para o abastecimento público da Grande Florianópolis, atendendo os municípios de Florianópolis, Biguaçu, Palhoça, São José e

Santo Amaro da Imperatriz com captação em Salto Pilões e ETA Pedro Horstmann.

A bacia possui uma área de 738 km², com 167,44 km de perímetro. Seu principal rio é o Cubatão do Sul, que se origina da junção dos rios do Cedro e Bugres, no município de São Bonifácio, e percorre de suas nascentes até sua foz, na Baía Sul, 65,15 km. Segundo a classificação de Nimer (1989), o clima desta área é classificado como Cfa (clima mesotérmico úmido).

Dados utilizados

As oito estações selecionadas para análise da variância pluviométrica mensal, estão localizadas na região da bacia do Cubatão do Sul (Figura 1) e são integrantes da rede Hidrometeorológica Nacional de Monitoramento, gerenciada pela Agência Nacional de Águas (ANA). Os dados utilizados para o presente trabalho foram obtidos por meio do Sistema de Informações Hidrológicas (HidroWeb), e utilizado o *software* Hidro 1.2 como ferramenta de suporte para visualização e seleção dos dados. A tabela 1 apresenta a descrição dessas estações.

Durante a obtenção dos dados de uma série histórica, podem ocorrer períodos sem informações ou com falhas nas observações. Portanto, os dados coletados devem ser submetidos a uma análise antes de serem utilizados (BERTONI; TUCCI, 1993). Nas séries históricas em análise foi identificado que a estação de Poço Fundo apresentou 14 meses com falhas, no período de 1997 a 2000.

O preenchimento destas falhas foi realizado mediante a aplicação do método Inverso da distância. Este método aplica pesos para as estações pluviométricas localizadas no entorno da estação a ser

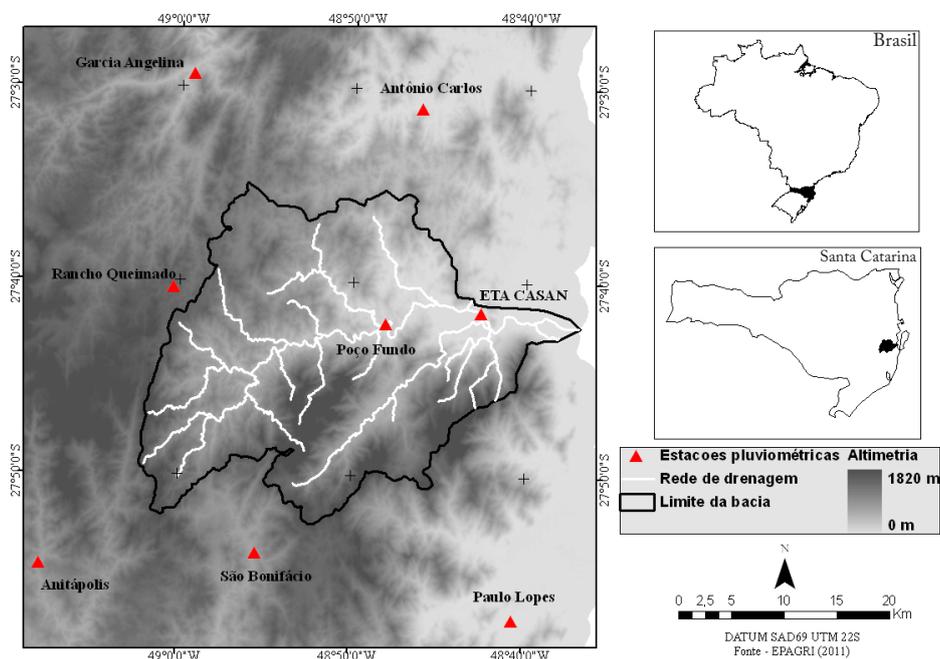


Figura 1 Localização da bacia do Cubatão do Sul e das estações pluviométricas de estudo

Tabela 1. Estações pluviométricas analisadas

Nome	Código	Município	Latitude Sul	Longitude Oeste	Altitude (m)	Série histórica
Garcia Angelina	02748003	Angelina	27°29'21"	48°59'17"	215	01/01/89 - 01/12/00
ETA CASAN	02748004	Palhoça	27°41'34"	48°42'35"	20	01/01/89 - 01/12/00
Poço Fundo	02748005	Santo Amaro da Imperatriz	27°42'10"	48°48'07"	55	01/01/89 - 01/12/00
Antônio Carlos	02748016	Antônio Carlos	27°31'01"	48°46'10"	34	01/01/89 - 01/12/00
Paulo Lopes	02748017	Paulo Lopes	27°57'22"	48°40'35"	2	01/01/89 - 01/12/00
São Bonifácio	02748018	São Bonifácio	27°54'04"	48°55'28"	410	01/01/89 - 01/12/00
Rancho Queimado	02749020	Rancho Queimado	27°40'21"	49°00'22"	820	01/01/89 - 01/12/00
Anitápolis	02749027	Anitápolis	27°54'43"	49°07'55"	500	01/01/89 - 01/12/00

preenchida a falha. Segundo Singh (1992), o quadrado da distância entre a estação com falha e as auxiliares é expresso como:

$$D_i^2 = (x_i - x_0)^2 + (y_i - y_0)^2, i = 1, 2, \dots; (1)$$

onde D_i é a distância da i -ésima estação até a estação com falha; x_i e y_i são as coordenadas UTM da estação auxiliar para preenchimento da falha; x_0 e y_0 são as coordenadas UTM da

estação a ser preenchida a falha. E o peso de cada estação do entorno é dado como:

$$a_i = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \frac{D_i^2}{D_i^2}} \quad (2)$$

em que a_i é o peso da i -ésima estação. Com os pesos de a_i calculados multiplica-se pelo (P_i) de cada estação auxiliar, obtendo-se o dado da precipitação faltante (P_x) para a estação com falha:

$$P_x = \sum_{i=1}^N a_i \cdot P_i \quad (3)$$

Análise estatística

As análises estatísticas multivariadas abordadas no presente trabalho foram realizadas com o aplicativo Statistica® 7.0, desenvolvido pela StatSoft. O programa auxilia o usuário na identificação e determinação de parâmetros estatísticos. Para determinar o agrupamento das estações analisadas e chegar a uma conclusão sobre a possível homogeneidade ou heterogeneidade da variância dos dados analisados, foram identificados alguns parâmetros antes da normalização. Também foram identificados parâmetros como: curtose, variância, transformação Box Cox, distribuição Normal, teste de Normalidade e análise de agrupamento.

Curtose é uma medida de quão pontiagudo ou achatado é o histograma (ou o polígono de frequências) em torno da média amostral (Figura 2), sendo expressa como:

$$K = \frac{Q_3 - Q_1}{2 \cdot (P_{90} - P_{10})} \quad (4)$$

onde Q_3 e Q_1 são o terceiro e o primeiro quartis, respectivamente; P_{90} e P_{10} são os limites percentuais.

A distribuição é considerada Leptocúrtica, Mesocúrtica, e Platicúrtica quando $K < 0,263$, $K = 0,263$ e $K > 0,263$, respectivamente. Além disso, ela pode ser considerada também Simétrica, Assimétrica negativa, e Assimétrica Positiva caso Média=Mediana=Moda, $M o d a > M e d i a n a > M é d i a$, e $M o d a < M e d i a n a < M é d i a$, respectivamente.

A variância de uma variável é a medida de sua dispersão estatística, indicando quão longe em geral os seus valores se encontram do valor esperado (média). Em outras palavras, é o quadrado do desvio padrão, ou seja:

$$S^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n - 1} \quad (5)$$

em que S é o desvio padrão; n é o total de valores analisados; x_i é o desvio de cada elemento em relação a média; e \bar{x} é a média.

A transformação Box-Cox tem o intuito de estimar os valores de λ (Lambda) na busca da estimativa de máxima verossimilhança de λ para normalização dos dados. A transformação Box-Cox é amplamente usada para transformar dados hidrológicos em aproximadamente Gaussianos (THYER et al. 2002). A ideia geral é restringir a atenção para transformações indexadas para parâmetros λ desconhecidos e depois estimar λ e outros parâmetros do modelo por métodos padronizados de inferência (BOX; COX, 1964). Para determinação da transformação dos dados aplica-se a seguinte equação:

$$y(\lambda) = \frac{(y^\lambda - 1)}{\lambda} \dots \dots \lambda \neq 0 \quad (6)$$

$$y(\lambda) = \log y \dots \dots \lambda = 0$$

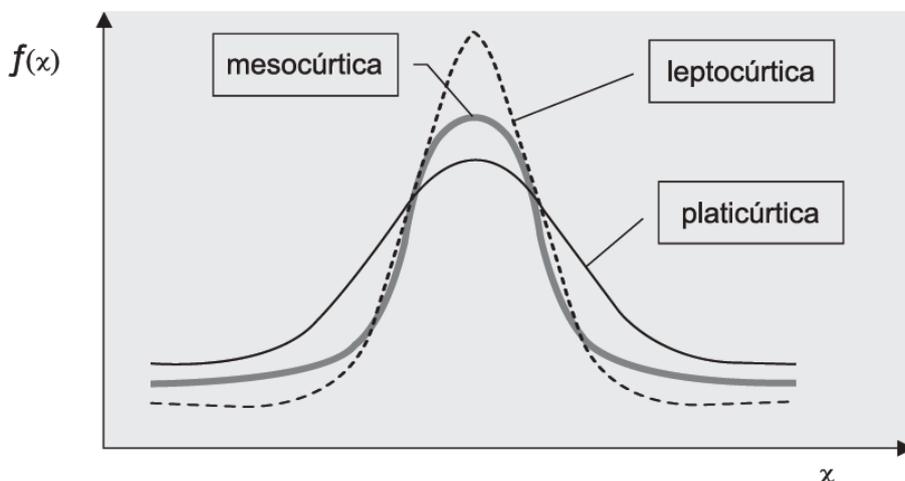


Figura 2. Categorização das distribuições de frequências com respeito à curtose

Fonte: Naghettini e Pinto (2007).

Para normalização das séries de variância analisadas foi aplicado o logaritmo de base e, em virtude dos valores de λ serem em torno de 0,20.

A distribuição Normal é utilizada para descrever o comportamento de uma variável aleatória que flutua de forma simétrica em torno de um valor central. Segundo Naghettini e Pinto (2007), a distribuição apresenta dois parâmetros θ_1 e θ_2 , sendo

funções densidade e probabilidades acumuladas:

$$f_x(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{X-\bar{x}}{\sigma}\right)^2\right] \text{ para } -\infty < X < \infty \quad (7)$$

$$E[X] = \bar{x} = \theta_1$$

$$Var[X] = \sigma^2 = \theta_2^2$$

$$\gamma = 0$$

σ é o desvio padrão; X é a variável a ser normalizada; e \bar{x} é a média.

Para averiguar o grau de ajuste dos dados observados à curva teórica de pro-

babilidade ajustada, foram empregados o teste de Kolmogorov-Smirnov e o teste Shapiro-Wilk. O fundamento do primeiro é baseado entre uma distribuição acumulativa hipotética e uma distribuição empírica, em função do limite de distanciamento entre as duas curvas (FRANK; MASSEY, 1951), ou seja:

$$D_N = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_N(X) - F_X(X)| \quad (8)$$

D_N é o nível de significância da amostra; $F_N(X)$ é a proporção dos valores amostrais; e $F_X(X)$ é a hipótese nula. Para o primeiro teste se $F_X(X)$ (hipótese nula) é verdadeira e quando $N \rightarrow \infty$, a estatística D_N irá tender a zero então a distribuição apresentará uma distribuição normalizada, se a estatística D_N for significativa a hipótese de que a distribuição é normal deverá ser refutada.

O teste estatístico de Shapiro-Wilk é obtido dividindo o quadrado de uma combinação linear apropriada de uma ordem estatística da amostra pela estimativa simétrica usual da variância (SHAPIRO; WILK, 1965).

$$W = \left(\sum_{i=1}^n a_i \cdot y_i \right)^2 / \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \quad (9)$$

onde W é a evidência de quão normalizado; a_i é um coeficiente linear; y_i é o valor da variável; \bar{y} é a média dos valores das variáveis. M e $-$ valores de W evidenciam que os dados são gaussianos.

Para agrupamento das variáveis foi utilizada a técnica de *Cluster analyses*. Segundo Scott e Symons (1971) técnicas de agrupamento no qual um conjunto de observações multivariadas divididas em um número pequeno de grupos relativamente homogêneos, são úteis em muitas áreas de aplicação. A técnica de *Cluster analyses* tem como objetivo principal classificar os indivíduos de uma população que são conhecidos por suas características, em grupos que sejam homogêneos intragrupos e heterogêneos intergrupos (SOUZA et al., 2011). Para determinação dos grupos, utilizouse a metodologia da distância Euclideana pelo método de Ward. Conforme Seidel et al. (2008) a distância euclideana é a medida de distância mais frequentemente empregada quando todas as variáveis são quantitativas. Tal distância é utilizada para calcular medidas específicas, assim como a distância euclideana simples e a distância euclideana quadrática ou absoluta, que consiste na soma dos quadrados das diferenças, sem calcular a raiz quadrada:

$$DE = \sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{Ij})^2 \quad (10)$$

DE é a distância euclideana; X_{ij} é a j -ésima característica do i -ésimo indivíduo; X_{Ij} é a j -ésima característica do I -ésimo indivíduo. Quanto mais próximo de zero for a distância euclideana, mais similares são os objetos comparados.

Segundo Hair et al. (2005) no método de Ward, proposto por Ward Júnior, (1963), a distância entre dois agrupamentos é a soma dos quadrados entre os dois agrupamentos feita sobre todas as variáveis. Nesse método a formação dos grupos se dá pela maximização da homogeneidade dentro dos grupos.

$$W = \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{n} (\sum X_i)^2 \quad (11)$$

em que W é a soma de quadrado dos desvios; n é o número de valores analisados; e X_i é o i -ésimo elemento do agrupamento. Este método tem se revelado um dos melhores, e mais usados, métodos hierárquicos de aglomeração (SEIDEL et al., 2008; MALHOTRA, 2006; KUBRUSLY, 2001).

Resultados e Discussão

Estatística básica

A figura 3, por meio do gráfico *Box Wisker*, demonstra o comportamento das séries. A tabela 2 demonstra os dados básicos da série antes de suas normalizações. Analisando a figura 3, observa-se que as oito estações avaliadas apresentam certa similaridade em sua mediana variando de 134 – 164 mm e que os valores apresentam-se em sua maioria em torno da mediana até os limites de 1,5 interquartis inferiores e superiores. Nota-se também que as séries mensais históricas analisadas apresentam um número consideravelmente baixo de *outliers* e extremos, apenas 22 meses, destes, 10 *outliers* e 4 extremos foram registrados nos anos de 1995 e 1997. Salienta-se que os eventos de alta magnitude registrados nesses dois anos, ocorreram durante o verão,

preponderantemente nos meses de dezembro e janeiro. Também se verifica que nestes dois anos a precipitação na região sul do Brasil foi influenciada pelo fenômeno climático de El Niño e La Niña, além de outros anos, com base em Nery (2005) (Tabela 3). Os eventos El Niño e La Niña não determinam a chuvas na região sul, mas são importantes, sendo alguns episódios mais intensos que outros (NERY, 2005).

Devido à localização da bacia que está inserida no sopé da serra do Tabuleiro (Figura 1), Monteiro (2001) comentou que áreas próximas às encostas de montanhas, do lado barlavento, as precipitações são mais abundantes, pois a elevação do ar úmido e quente favorece a formação de nuvens cumuliformes, resultando no aumento do volume da precipitação local. Grimm et al. (1998) salientaram que a barreira orográfica perto da costa do Paraná, Santa Catarina e

norte do Rio Grande do Sul intensifica o contraste de temperatura entre terra-mar intensificando a precipitações em janeiro, fevereiro e março. Portanto, as intensas precipitações nos anos de 1995 e 1997 podem ter ocorrido em virtude da ocorrência do fenômeno do El Niño e sua magnitude influenciada pela orografia da região.

Variância

Os valores da variância da série, plotados em relação ao período em análise, são apresentados na figura 4. Observa-se que os valores elevados pertencem às estações de Antônio Carlos, Paulo Lopes, ETA CASAN e São Bonifácio. Este resultado é esperado em virtude de seus *outliers* e extremos apresentados na figura 3, na qual se encontram precipitação extrema nas mesmas estações.

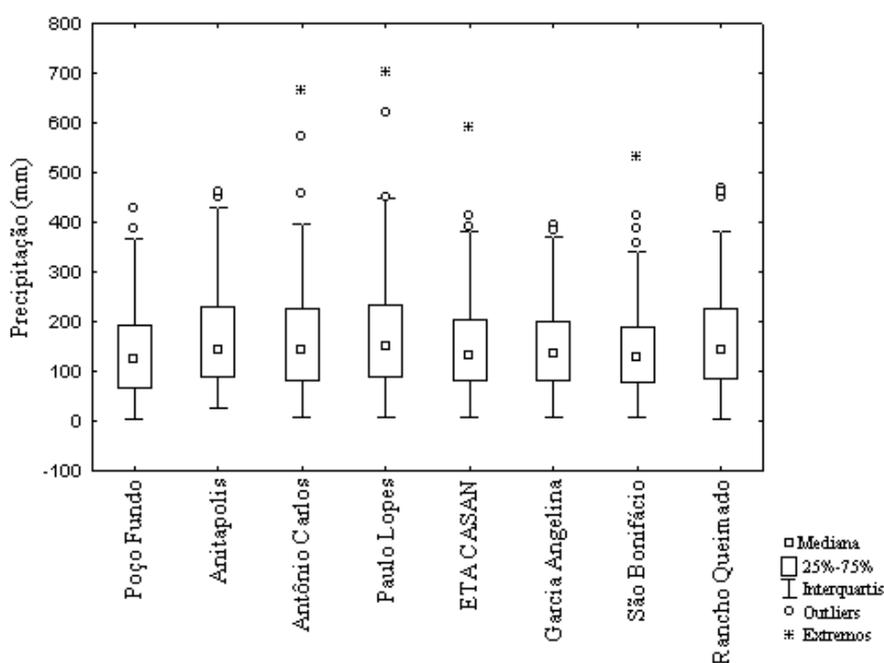


Figura 3. Dados básicos da série histórica das 8 estações pluviométricas

Tabela 2. Dados estatísticos básicos de pluviosidade mensal, obtidos nas estações em análise, sem serem normalizados

Estação	N	X	Media-na Moda	Frequência da Moda	Mínimo	Máximo	Quartil inferior	Quartil superior	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
Garcia Angelina	144	151	136	Múltipla	8	394	82	201	88	+	Platicúrtica
ETA CASAN	144	149	132	Múltipla	9	592	81	204	97	+	Platicúrtica
Poço Fundo	144	138	123	Múltipla	3	427	67	194	90	+	Platicúrtica
Antônio Carlos	144	163	143	Múltipla	9	665	83	226	113	+	Platicúrtica
Paulo Lopes	144	173	151	Múltipla	0	700	88	233	119	+	Leptocúrtica
São Bonifácio	144	145	129	Múltipla	8	532	80	189	92	+	Leptocúrtica
Rancho Queimado	144	160	143	Múltipla	3	469	87	227	100	+	Platicúrtica
Anitápolis	144	169	144	54	26	459	88	230	101	+	Platicúrtica

Tabela 3. Eventos El Niño e La Niña desde 1991 até 2001, definidos a partir da temperatura da superfície do mar no Oceano Pacífico

Período de El Niño		Nº meses	Período de La Niña		Nº meses
nov/91	jun/92	8	mai/89	set/89	5
fev/93	jun/93	5	mar/94	set/94	7
out/94	fev/95	5	abr/95	ago/95	5
mar/97	out/98	20	abr/96	jan/97	10
			abr/99	jan/00	10
			jun/00	jan/01	8

Fonte: Adaptado de Nery (2005).

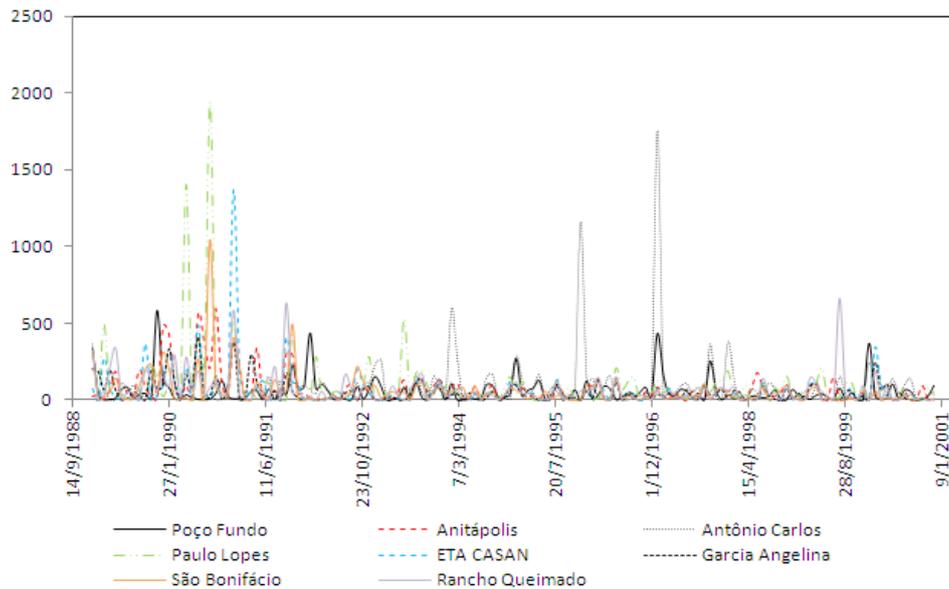


Figura 4. Gráfico de dispersão da variância mensal

Transformação Box-Cox

A figura 5 apresenta os valores resultantes das transformações adotadas. Os dados da série histórica da estação de Anitápolis são apresentados para exemplificar os procedimentos adotados nas outras séries. Sendo exibida a distribuição do histograma antes e depois da normalização, o valor de λ encontrado e o diagrama de normalidade

dos dados. Já a tabela 4 apresenta os valores de λ determinados para cada série, a transformação adotada, bem como intervalo de confiança de 95% para os valores de λ .

Teste de normalidade

A tabela 5 demonstra os valores brutos e normalizados das séries encontrados nos testes de Kolmogorov-Smirnov (D) e

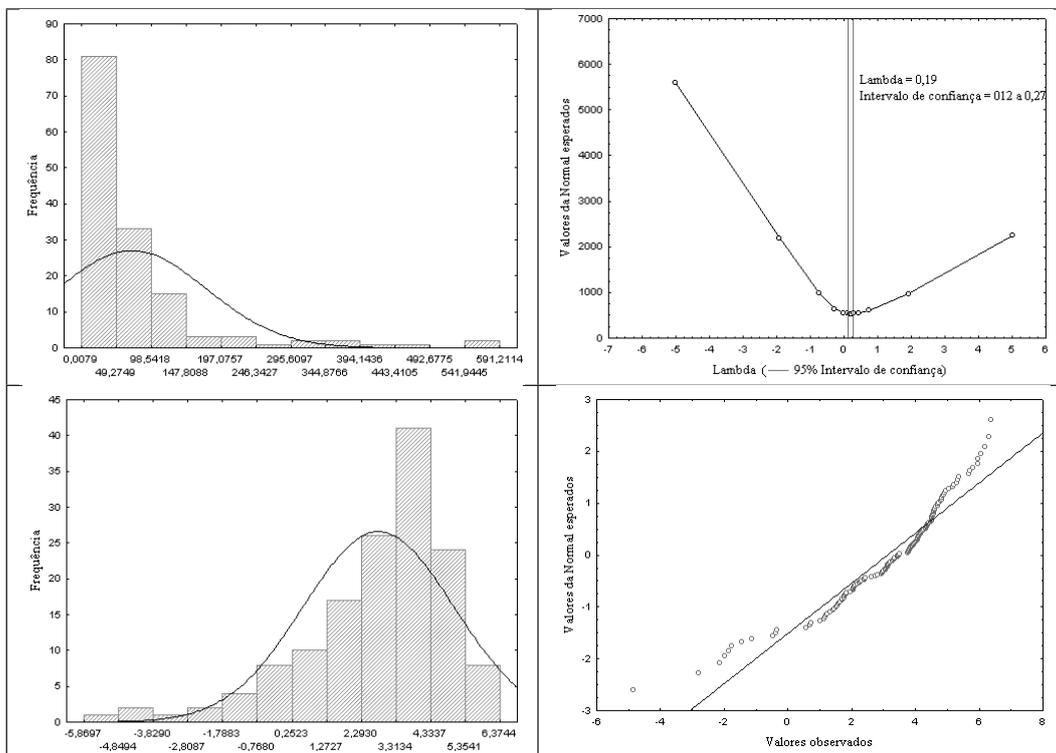


Figura 5. Distribuição e inferências da série antes e depois da normalização. (A) Histograma da série antes da transformação, (B) λ versus desvio padrão, (C) Histograma da série normalizada; (D) Diagrama de normalidade da série. Figura referente à série histórica da estação pluviométrica de Anitápolis

Tabela 4. Resumo das transformações

Estação	λ	Transformação adotada	Intervalo de confiança
Garcia Angelina	0,23	ln	0,16 a 0,30
ETA CASAN	0,20	ln	0,14 a 0,26
Poço Fundo	0,21	ln	0,15 a 0,29
Antônio Carlos	0,19	ln	0,13 a 0,26
Paulo Lopes	0,18	ln	0,12 a 0,25
São Bonifácio	0,18	ln	0,12 a 0,25
Rancho Queimado	0,20	ln	0,12 a 0,27
Anitápolis	0,19	ln	0,12 a 0,27

Shapiro-Wilk (W). Analisando a tabela 5 observa-se que os parâmetros apresentaram uma normalização dos seus dados, passando de uma significância média de 0,28 e 0,47 para 0,12, para o primeiro e o segundo teste, respectivamente. Estas normalizações apresentaram uma percentagem de 43% e 27% para os testes de Kolmogorov-Smirnov (D) e Shapiro-Wilk (W), respectivamente.

Salienta-se que nos dois testes quanto mais próximas a zero forem às inferências, mais gaussiana será a série de dados.

Para análise do agrupamento demonstrado pelo dendograma resolveu-se separar os agrupamentos em dois e três grupos (Figura 6). Na separação em três grupos a estação de Paulo Lopes ficou em um único grupo, grupo 1. As estações de Rancho Queimado, Garcia Angelina, ETA CASAN, São Bonifácio e Anitápolis em outro grupo, grupo 2, e as estações de

Antônio Carlos e Poço fundo no grupo 3. Quando a separação foi realizada em dois grupos a estação de Paulo Lopes passou a ser integrante do grupo 1 e as estações de Antônio Carlos e Poço fundo representadas no grupo 2 (Tabela 6).

Análise de variância (ANOVA)

Para verificar a consistência do agrupamento escolhido na *cluster analysis* foi realizada a ANOVA. Esta análise tem como objetivo comprovar as diferenças entre os grupos por meio da homogeneidade das variâncias das médias dentro de cada grupo (*whitin*) pelo gráfico das variâncias (Figura 7 (a) e (b)), e a independência dos grupos através da verificação de diferenças significativas entre as médias de cada grupo (*between*) pelo teste de Tukey (Figura 7 (c) e (d)).

Tabela 5. Teste de normalidade nas variáveis

Estação	Kolmogorov-Smirnov (D)		Shapiro - Wilk (W)	
	Bruto	Normalizado	Bruto	Normalizado
Garcia Angelina	0,23	0,10	0,30	0,14
ETA CASAN	0,32	0,13	0,59	0,22
Poço Fundo	0,26	0,12	0,41	0,11
Antônio Carlos	0,32	0,14	0,60	0,13
Paulo Lopes	0,32	0,13	0,60	0,10
São Bonifácio	0,30	0,11	0,52	0,14
Rancho Queimado	0,25	0,13	0,40	0,09
Anitápolis	0,25	0,11	0,36	0,08

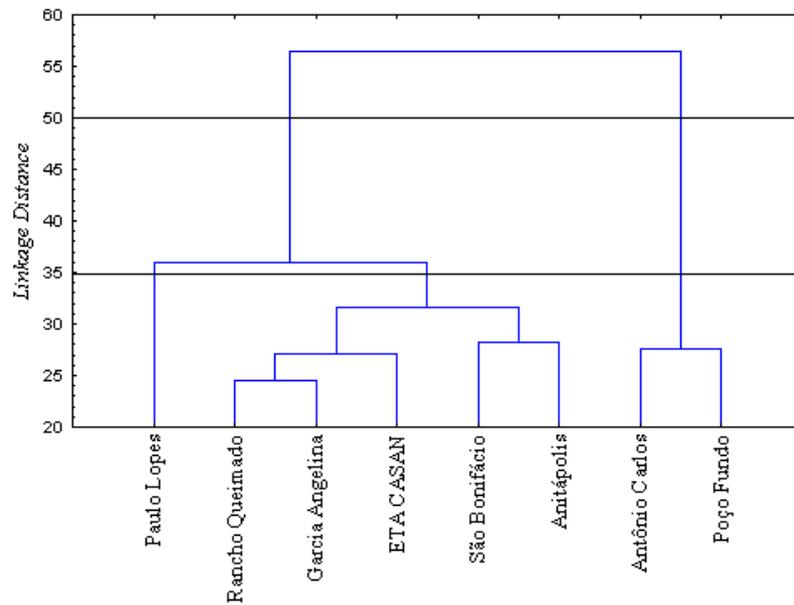


Figura 6. Dendrograma para o agrupamento da variância das estações analisadas

Tabela 6. Agrupamento das estações

Separação em 3 grupos		Separação em 2 grupos	
Grupo 1	Paulo Lopes	Grupo 1	Paulo Lopes
Grupo 2	Rancho Queimado		Rancho Queimado
	Garcia Angelina		Garcia Angelina
	ETA CASAN		ETA CASAN
	São Bonifácio		São Bonifácio
Grupo 3	Anitápolis	Anitápolis	
	Antônio Carlos	Grupo 2	Antônio Carlos
	Poço Fundo		Poço Fundo

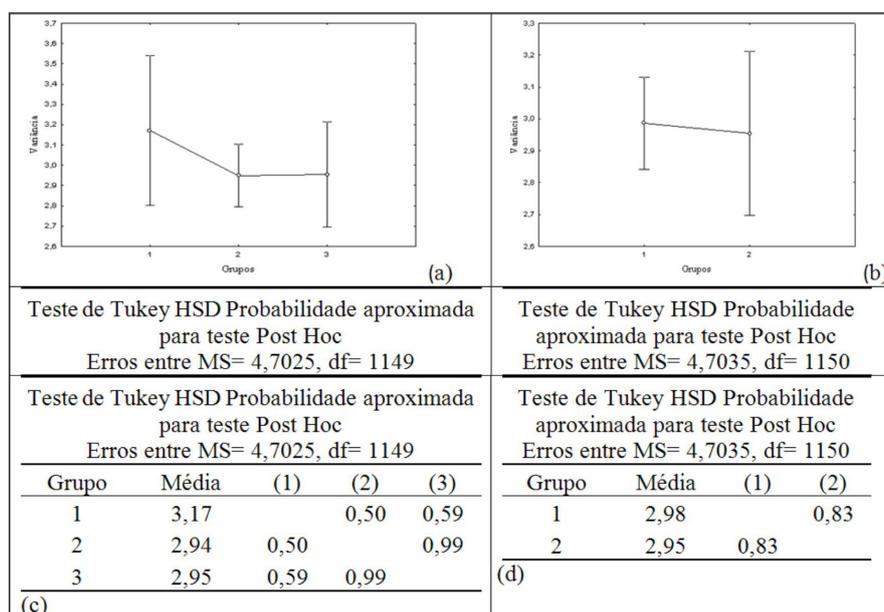


Figura 7. Testes de homogeneidade e independência para dois e três grupos. (a) e (b) teste de homogeneidade pelos gráficos, médias e variâncias; (c), (d), teste de independência de Tukey

Com base na figura 7, observa-se que os agrupamentos propostos pelo dendograma (Figura 6) não se sustentam conforme análise da *One-way Analysis of Variance* (ANOVA) e pelo teste de Tukey a 5% de nível de significância. Tanto para o agrupamento de três grupos quanto para dois grupos percebe-se uma semelhança bastante significativa para a média da variância. O teste de Tukey demonstra alta semelhança entre as médias das variáveis conforme demonstra tabela da figura 7. Para o teste de Tukey, quanto mais próximo de 1 for o resultado da análise maior será a semelhança entre os grupos.

Com a aplicação da ANOVA, pode-se verificar que o possível agrupamento das variáveis de variância não se aplica, demonstrando, portanto, a importância da aplicação deste teste para verificação dos agrupamentos sugeridos. Porém, para chegar à aplicação do mesmo, deve-se passar por outros testes, como a normalização adequada dos dados com a aplicação de

devidos teste de significância como os de Kolmogorov-Smirnov (*D*) e Shapiro-Wilk (*W*). Salienta-se também a importância de se utilizar uma série histórica significativa que represente a dinâmica espaço-temporal da variável analisada. No presente trabalho as análises estatísticas demonstraram que a precipitações da região da bacia do Rio Cubatão do Sul possuem uma homogeneidade espacial.

Conclusões

As análises estatísticas utilizadas no presente trabalho foram úteis para compreensão da variabilidade espacial da precipitação na região da bacia do Cubatão do Sul. No qual, foi possível concluir que ocorre uma semelhança entre a distribuição da variância da série histórica analisada, sendo que as oito estações pluviométricas foram classificadas num mesmo agrupamento, por meio da análise de variância ANOVA.

Também foi constatado que ocorre uma similaridade entre as médias pluviométricas das estações com um número relativamente baixo de eventos extremos, caracterizando a regularidade da precipitação no decorrer do ano.

A utilização do estudo estatístico dos processos estocásticos de uma série hidrológica auxilia o entendimento do comportamento da variável em relação ao tempo e espaço sendo, portanto uma ferramenta útil para a análise e conhecimento das dinâmicas pluviométricas

de uma região. Para a bacia do Cubatão do Sul recomenda-se o estudo de outras variáveis como a temperatura, evaporação, infiltração e descarga líquida na região, no qual, trarão conhecimentos mais aprofundados sobre a disponibilidade hídrica da bacia.

Agradecimentos

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES

Referências

BACK, Á.J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.36, n.5, p.717-726, 2001. DOI:org/10.1590/S0100-204X2001000500001

BERTONI, J.C.; TUCCI, C.E.M. Precipitação. In: TUCCI, C. E. M. (Org.). **Hidrologia/ Ciência e Aplicação**. São Paulo: Universidade / ABRH: EDUSP, 1993.

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.

BURIOL, G.A.; ESTEFANEL, V.; SWAROWSKY, A.; D'AVILA, R.F.; HELDWEIN, A.B. Homogeneidade e estatísticas descritivas dos totais mensais e anuais de chuva de Santa Maria, estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v.11, n.4, p.89-97, 2006.

DIAZ A. F.; STUDZINSKI, C.D.; MECHOSO, C.R. Relationships between precipitation anomalies in Uruguay and Southern Brazil and sea surface temperature in the Pacific and Atlantic oceans. **Journal of Climate**, v.11, n.2, p.251-171, 1998.

FRANK, J.; MASSEY, JR. The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. **Journal of the American Statistical Association**, v.46, p.68-78, 1951.

GRIMM, A.M.; FERRAZ, S.E.T.; GOMES, J. Precipitation Anomalies in Southern Brazil Associated with El Niño and La Niña Events. **Journal of Climate**, v.11, p.2863-2880, 1998.

HAIR, J.F.; TATHAM, R.L.; ANDERSON, R.E.; BLACK, W. trad. SANT'ANNA, A. S.; CHAVES NETO, A. **Análise Multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2005.

KUBRUSLY, L.S. Um procedimento para calcular índices a partir de uma base de dados multivariados. **Pesquisa Operacional**, v.21, n.1, p.107-117, 2001. DOI: org/10.1590/S0101-74382001000100007.

MALHOTRA, N. **Pesquisa de marketing**: uma orientação aplicada. 4. ed. Bookman, 2006. Disponível em: <<http://proflam.files.wordpress.com/2011/05/resumo-livro-malhotra.pdf>>. Acesso em: 24 jan. 2012.

MONTEIRO, M.A. Caracterização climática de Santa Catarina: Uma abordagem dos principais sistemas atmosféricos que atuam durante o ano. **Geosul**, Florianópolis, v.16, n31, p.69-78, 2001.

NAGHETTINI, M.; PINTO, É.J. de A. **Hidrologia Estatística**. Belo Horizonte: CPRM, Belo Horizonte, 2007.552p.

NERY, J.T. Dinâmica climática da região sul do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v.1, n.1, p.61-75, 2005.

NIMER, E. **Climatologia do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 1989. 421 p.: il., mapas.

PAULA, G.M. de; STRECK, N.A.; ZANON, A.J.; ELTZ, F.L.F.; HELDWEIN, A.B.; FERRAZ, S.E.T. Influência do fenômeno El Niño na erosividade das chuvas na região de Santa Maria (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.34, p.1315-1323, 2010. DOI:org/10.1590/S0100-06832010000400028

PSCHEIDT, I.; GRIMM, A.M. Frequency of extreme rainfall events in Southern Brazil modulated by interannual and interdecadal variability. **International Journal of Climatology**, v.29, p.1988-2011, 2009. DOI: 10.1002/joc.1799

RAO, V.B.; HADA, K. An experiment with linear regression in forecasting of spring rainfall over South Brazil. **Atmosfera**, v.7, n.2, p.83-87, 1994.

SANSIGOLO, C.A.; PEREIRA, C.S.; DA SILVA, I.R.; Relações entre as precipitações regionais no sul do Brasil e as temperaturas da superfície dos oceanos Atlântico e Pacífico. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.19, n.1, p.5-11, 2004.

SCOTT, A.J.; SYMONS, M.J. On the Edwards and Cavalli-Sforza Method of Cluster Analysis. **Biometrics**, v.27, n.1, University of North Carolina, Chapel Hill, U.S.A., p.217-219, 1971.

SEIDEL, E.J.; MOREIRA JÚNIOR, F. de J.; ANSUJ, A. P.; NOAL, M. R. Comparação entre o método Ward e o método K-médias no agrupamento de produtores de leite. **Ciência e Natureza**, v.30, n.1, p.7- 15, 2008.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). **Biometrika**, v.52, p.591-611, 1965.

SINGH, V.P. **Elementary Hydrology**. New Jersey: Prentice-Hall, 1992. 973p.

SOUZA, A.; FERNANDES, W.A.; PAVÃO, H.G.; LASTORIA, G.; GABAS, S.G.; PARANHOS FILHO, A.C.; SOUZA, R.S. de; KOFANOVSKI, A.Z. Análise de agrupamento para a precipitação para a gestão de águas pluviais no Mato Grosso do Sul. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 19., 2011, Maceió. **Anais...** Maceió: ABRH, 2011. p.1-15. 1 CD-ROM.

THYER, M.; KUCZERA, G.; WANG, Q.J. Quantifying parameter uncertainty in stochastic models using the Box–Cox transformation. **Journal of Hydrology**, v.265, p.246–257, 2002. DOI: [org/10.1016/S0022-1694\(02\)00113-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(02)00113-0)

TUCCI, C.E.M. (Org.). **Hidrologia/Ciência e Aplicação**. Porto Alegre: Universidade / ABRH: EDUSP, 1993.

WARD JÚNIOR, J.H. Hierarchical grouping to optimize an objective function. **Journal of the American Statistical Association**, v.58, n.301, p.236–244, 1963.