

ANÁLISE HARMÔNICA DAS CHUVAS MENSAIS EM PELOTAS, RS

João Baptista da Silva¹, Sheila Radmann da Paz², Márcio Porto Basgalupp³

Introdução

O estudo climatológico das diversas variáveis do tempo é de extrema importância, tendo em vista o impacto ambiental que a anomalia destas componentes provocam no clima regional. Análises dos comportamentos das séries climáticas de alguns, ou até mesmo de todos estes elementos, visando destacar possíveis periodicidades existentes, são fundamentais para o planejamento de inúmeras atividades agrícolas, econômicas, sociais, dentre outras.

O município de Pelotas, assim como toda região Sul do Estado, apresenta uma forte vocação agrícola devido a facilidade de adaptação de diferentes espécies agrícolas ao clima local. No âmbito urbano, Pelotas vem sofrendo, freqüentemente, grandes alagamentos em função da ação de intensos aguaceiros, os quais atingem a cidade em alguns períodos do ano. Por outro lado, ocorre também um período de secas, causando sérios danos à agricultura local nos meses de novembro e dezembro, principalmente nos anos em que não é observada a presença do fenômeno El Niño.

As chuvas mensais na localidade de Pelotas já foram estudadas por AMARAL (1968). Com os dados de 1900 a 1951 (52 anos), coletados na Estação Agroclimatológica de Pelotas, o autor estabeleceu um modelo composto de três ondas senoidais (anual, semestral e quadrimestral), que representaram cerca de 91% da variabilidade das precipitações pluviométricas mensais.

A partir de uma série mais longa de observações (1900 a 1990), pretende-se verificar se o comportamento das chuvas mensais foi afetado marcadamente pelo efeito dos últimos anos (1952 a 1990). Para isso, o trabalho objetiva a modelagem das chuvas mensais por meio da análise harmônica.

Material e métodos

Foram utilizados no estudo os dados da Estação Agroclimatológica de Pelotas (Latitude: 31°52'S; Longitude: 52°21'N; Altitude: 13,2 metros), situada no Campus da Universidade Federal de Pelotas. As informações referem-se às precipitações pluviométricas mensais, as quais foram obtidas desde os registros diários do período de janeiro/1900 a dezembro/1999 (100 anos). Os dados, reduzidos a um mês de 30 dias, do período de 1900 a 1990 foram usados para o estabelecimento do modelo e, as do período restante, de 1991 a 1999, para avaliar o modelo quanto à previsão.

Inicialmente, verificou-se as propriedades de homogeneidade de variâncias (teste de Cochran) e de normalidade (teste de Fisher), visto a necessidade dos dados possuírem estas características para submeterem-se à análise harmônica. (BLISS, 1958; COLIGADO et al., 1969; AMARAL & BAPTISTA DA SILVA, 1970; ARRUDA & PINTO, 1977).

Como existe um período básico conhecido (o ano), o uso do método de análise harmônica é perfeitamente adequado nestas ocasiões. Determinou-se então as seis ondas senoidais estimando os seus parâmetros e utilizou-se o seguinte modelo:

$$Z_t = \mu + \sum_j [A_j \cos \omega_j t + B_j \sin \omega_j t] + a_t$$

onde: Z_t = chuvas mensais; ω_j = freqüência angular da j -ésima onda; a_t = resíduo; μ , A e B são os parâmetros cujas estimativas são obtidas pelas expressões

$$\hat{\mu} = \sum Z_t / n = \bar{Z},$$

$$\hat{A} = (2/n) \sum (Z_t - \bar{Z}) \cos \omega t,$$

$$\hat{B} = (2/n) \sum (Z_t - \bar{Z}) \sin \omega t,$$

$$t = 0, 1, 2, \dots, (n-1).$$

O coeficiente de determinação

$$r^2 = (n/2)(a_1^2 + a_2^2 + \dots) / \sum_j (X_j - \bar{X})^2 \geq 0,90$$

indicou o número de ondas a serem usadas pelo modelo, as quais foram selecionadas pela magnitude de suas amplitudes.

Pela análise dos resíduos pôde-se verificar a adequabilidade do modelo. Se o modelo for adequado,

os resíduos estimados ($\hat{a}_t = Z_o - \hat{Z}_e$) devem

estar próximos de a_t , assumidos como normais e independentes (ruído branco) e não correlacionados. Se

\hat{r}_k indicarem as autocorrelações dos resíduos \hat{a}_t , então

espera-se que $\hat{r}_k \equiv 0$. De modo geral, pode-se dizer

que o modelo é adequado quando se tem \hat{r}_k dentro

dos limites $\pm 2/\sqrt{n}$ (MORETTIN & TOLOI,

1986).

Quanto à previsão, foi calculado o $EQM = (1/n) \sum (Z_o - Z_e)^2$, erro quadrático médio, entre o modelo (ajustado para um ano

¹ Eng. Agr., Livre Docente, Doutor, Prof. Titular (Aposentado) do IFM/UFPel, Bolsista do CNPq. E-Mail: jbsilva@ufpel.tche.br.

² Meteorologista, aluna de Pós-Graduação da UFRGS, Ex-Bolsista do PIBIC/CNPq.

³ Aluno do Curso de Bacharelado em Ciência da Computação da UFPel, Bolsista do PIBIC/CNPq.

médio) e a média das observações dos 9 anos usados para a previsão.

Resultados e discussão

Os dados foram reduzidos para um mês de trinta dias, visto que a análise harmônica é aplicada para iguais subdivisões do período básico ou fundamental (ano).

O teste de normalidade de Fisher ($\alpha = 0,05$), para os dados originais, mostrou-se significativo em 11 dos 12 meses e com os dados transformados ($Y=X^{0,3}$), em apenas um mês. O teste de Cochran, para testar a homogeneidade de variâncias, mostrou-se significativo ($\alpha = 0,05$), com $C = 0,1366$, para os dados originais e não significativo, $C = 0,1015$, com os dados transformados ($C_{0,05;12,90} = 0,1252$).

Na tabela 1 encontra-se os totais dos 91 anos dos valores transformados das chuvas mensais, que foram submetidos à análise harmônica.

Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun
354,21	374,52	348,93	329,40	336,25	353,00
Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
358,87	371,22	389,94	346,68	327,18	326,25

Tabela 1: Totais de chuvas mensais em 91 anos de observações. Os dados foram ajustados para um mês de 30 dias e transformados segundo $Y = x^{0,3}$.

Os resultados da análise harmônica são apresentados na tabela 2.

j	P	A _j	B _j	a _j ²	% σ^2
1	12	-7,668	-3,831	73,48	11,36
2	6	8,724	19,331	449,8	69,52
3	4	6,237	7,888	101,12	15,63
4	3	-3,414	-0,137	11,67	0,80
5	2,4	-0,899	3,08	10,29	1,59
6	2	1,052	0	1,11	0,34

Tabela 2: Resultado da análise harmônica sobre os totais (transformados) das chuvas mensais dos 91 anos de observações.

O modelo selecionado com $r^2 = 0,9651$, representado graficamente na figura 1, foi, portanto,

$$\hat{Z}_t = 350,7 - 7,668 \cdot \cos(0,5236t) - 3,831 \cdot \sin(0,5236t) + 8,724 \cdot \cos(1,0472t) + 19,331 \cdot \sin(1,0472t) + 6,237 \cdot \cos(1,5708t) + 7,888 \cdot \sin(1,5708t).$$

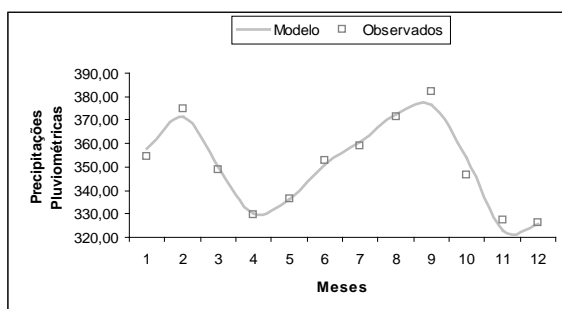


Figura 1. Modelo obtido pela análise harmônica das chuvas mensais (transformadas) em Pelotas e os valores observados nos 91 anos (1900 a 1990).

Para obter-se o modelo para um ano médio, deve-se dividir a média e os coeficientes das ondas senoidais por 91.

As autocorrelações estimadas a partir dos resíduos do modelo (\hat{r}_k , $k = 0,1,\dots,10$), em 80% delas,

encontram-se entre os limites de

$$\pm \frac{2}{\sqrt{12}} = \pm 0,577, \text{ o que indica uma}$$

aceitável adequabilidade do modelo.

O erro quadrático médio (EQM) entre o modelo, ajustado a um ano médio, e a média dos 9 anos usados para a previsão (ajustados a um mês de 30 dias e transformados segundo $Y = X^{0,3}$), apresenta um valor bastante pequeno, EQM = 0,1089, o que nos leva a inferir que o modelo é um previsor razoável do comportamento médio das chuvas mensais em Pelotas, RS.

Conclusões

Os totais das chuvas mensais foram previamente transformados ($Y = X^{0,3}$), na busca da normalidade e da homogeneidade de variâncias.

A análise harmônica indicou as ondas semestral, quadrimestral e anual como aquelas mais importantes, compondo um modelo ajustado com r^2 de aproximadamente 97%. A onda semestral representou cerca de 69% da variabilidade entre os meses.

O modelo pode ser considerado como adequado para representar a variação entre os dados mensais de chuvas e, também, como um previsor razoável do comportamento médio desta variável.

Referências bibliográficas

- AMARAL, E. Análise harmônica. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, p.7-43, 1968.
- AMARAL, E., BAPTISTA DA SILVA, J. **Tabela de probabilidades das precipitações pluviométricas em Pelotas, RS**. Circular nº 44, Pelotas, IPEAS, 1970, 27 p.
- ARRUDA, H. V., PINTO, H. On attempt to establish a new model for rainfall analysis. **Seminário Internacional sobre Climatologia do Hemisfério Sul**, Campinas, 1977.
- BLISS, C. I. Periodic regression in biology and climatology. **Bulletin 615**, Connecticut Agricultural Experiment Station, New Haven, 1958, 55 p.
- COLIGADO, M. C., BAIER, W., SLY, W. K. Risk analysis of weekly climatic data for agricultural and irrigation planning – Wistaria, British Columbia. **Technical 77**, Plant Research Institute, Ottawa, 1969, 23 p.
- MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M. **Séries temporais**. Atual Editora Ltda, São Paulo, 1986, 135 p.