

ISSN 0104-1347

Comportamento das precipitações pluviiais mensais em Pelotas, Rio Grande do Sul¹.

Behaviour of months rainfall in Pelotas, Rio Grande do Sul, Brazil.

João Baptista da Silva², Márcio Porto Basgalupp³ e Sheila Radmann da Paz⁴

Resumo - Neste trabalho estudou-se o comportamento das precipitações pluviiais em Pelotas, Rio Grande do Sul, para o período de 1900 a 1990, visando verificar se o padrão já definido para a série de 1900 a 1951, AMARAL (1968), foi alterado pelos últimos anos. Os dados de chuvas mensais, registrados na Estação Agroclimatológica de Pelotas, foram transformados, segundo a expressão $Y = X^{0.3}$, na busca da normalidade e da homogeneidade de variâncias. Esta exigência também foi alertada para os dados da série de 1900 a 1951, não sendo efetivada, mas contornada por meio de outras estratégias. A análise harmônica indicou um modelo composto pelas ondas semestral, quadrimestral e anual, em ordem decrescente de importância, com um coeficiente de determinação $r^2 = 0,97$. Tendo em vista a estrutura do modelo e a sua representatividade serem semelhantes ao já encontrado anteriormente, conclui-se que o efeito dos últimos anos não alterou o padrão do comportamento das precipitações mensais na região. O modelo ajustado é adequado para representar a variação dos dados mensais de precipitações pluviiais e é um previsor confiável do comportamento médio desta variável.

Palavras-Chave: séries temporais, análise harmônica, previsão.

Abstract - In this paper, were studied the behaviour of months rainfall in Pelotas, Rio Grande do Sul, Brazil, from the period of 1900 to 1990, aiming to check if the standard already defined for the serie from 1900 to 1951, AMARAL (1968), was modified for the last years. Data set of the months rainfall registred in Agroclimatology Station of Pelotas were transformed, according to the expression $Y = X^{0.3}$, in the seek of normality and homogeneity of variances. This exigence was also alerted for the data set of serie from 1900 to 1951, not being effective, but contorned by another strategies. Harmonic analysis indicated a model with semi-annual, third-annual and annual waves, in decrescent order of importance, with a determination coefficient $r^2 = 0.97$. Due the structure and representativity of model were like to the model just defined formely, it follows that the effect of the last years did not alter the standard behaviour of the months rainfall in the region. The model adjusted is suitable to represent the variation of month rainfall and it is a previewfinder of behaviour mean this variable.

Key words: time series, harmonic analysis, forecast.

¹Trabalho realizado com o apoio do CNPq e da FAPERGS.

²Eng. Agr., Livre Docente, Doutor, Prof. Titular (Aposentado) do IFM/UFPEL, Bolsista do CNPq. jbsilva@ufpel.tche.br.

³Estudante do curso de Bacharelado em Ciência da Computação da UFPel, Bolsista do PIBIC/CNPq. basgalupp@yahoo.com.

⁴Meteorologista, Ex-Bolsista do PIBIC/CNPq.

Introdução

O estudo climatológico das diversas variáveis do tempo é de extrema importância, tendo em vista o impacto ambiental que a anomalia dessas componentes provocam no clima regional. Análises dos comportamentos das séries climáticas de alguns, ou até mesmo de todos esses 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 à 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 precipitações pluviiais 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 pluviiais mensais.

A partir de uma série mais longa de observações (1900 a 1990), pretende-se verificar se o comportamento das precipitações pluviiais mensais foi modificado nos últimos anos (1952 a 1990).

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 pluviiais 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.

O ajustamento para 30 dias foi realizado multiplicando-se os dados por 30/31, para os meses com 31 dias, e multiplicando-se por 30/28 para o mês de fevereiro em anos normais e por 30/29 para o mês de fevereiro em anos bissextos.

Inicialmente, verificaram-se as propriedades de homogeneidade de variâncias (teste de Cochran) e de normalidade (teste de Fisher), visto a necessidade dos dados possuírem essas características para submetem-se à análise harmônica (BLISS, 1958; AMARAL, 1968; COLIGADO et al., 1969; AMARAL & BAPTISTA DA SILVA, 1977; ARRUDA & PINTO, 1977; BAPTISTA DA SILVA, 1978).

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

$$Z_t = \mu + \sum_j [A_j \cos w_j t + B_j \sin w_j t] + e_t$$

em que Z_t são as precipitações pluviiais mensais; w_j a freqüência angular da j -ésima onda; e_t a resíduo; μ , A e B são os parâmetros cujas estimativas são obtidas pelas expressões:

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

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

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

em que $t = 0, 1, 2, \dots, (n-1)$ e n é o número de subdivisões do período fundamental.

O coeficiente de determinação

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

indicou o número de ondas a serem usadas pelo modelo, as quais foram selecionadas pela magnitude de suas amplitudes (a_j) (BAPTISTA DA SILVA et al., 1999).

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

$$\hat{e}_t = Z_t - \hat{Z}_t$$

devem estar próximos de e_i , assumidos como normais e independentes (ruído branco) e não correlacionados. Se \hat{r}_k indicarem as autocorrelações dos resíduos \hat{e}_i , então espera-se que

. De modo geral, pode-se dizer que o modelo é

adequado quando se tem dentro dos limites

e entre os limites de $\pm 2\sigma$ (MORETTIN & TOLOI, 1986).

Quanto à previsão, foi calculado o erro quadrático médio,

$$EQM = \left(\frac{1}{n}\right) \sum (Z_0 - Z_e)^2$$

e o valor do teste t, em que

sendo

e

entre o modelo (ajustado para um ano médio) e a média das observações dos 9 anos usados para a previsão (ajustadas a um mês de 30 dias e transformadas segundo $Y = X^{0.3}$). Embora os indicadores estatísticos MBE e RMSE forneçam um razoável procedimento para comparar modelos, eles não indicam objetivamente se as estimativas do modelo são estatisticamente significativas. A medida estatística baseada no teste t permite que os modelos sejam comparados e, ao mesmo tempo, indica se suas estimativas são estatisticamente significativas (TOGRUL & TOGRUL, 2002).

Resultados e discussão

Estes dados das precipitações pluviiais mensais (Figura 1a), quando submetidos ao teste de Cochran para testar a homogeneidade de variâncias, resulta-

ram no valor de $C = 0,1366$, indicando a heterogeneidade de variâncias para $\alpha = 0,05$ ($C_{0,05;12,90} = 0,1252$). Quanto à normalidade, o teste de Fisher ($\alpha = 0,05$), para os dados originais, mostrou-se significativo em 11 dos 12 meses. Por outro lado, os dados transformados segundo $Y = X^{0.3}$ (Figura 1b), sujeitos aos mesmos testes, apresentaram $C = 0,1015$, não significativo e, segundo o teste de Fisher, foi significativo em apenas um dos 12 meses.

As distribuições de frequência dos dados originais e transformados são apresentadas na Figura 2. Pode-se observar que a assimetria fortemente positiva dos dados originais cedeu lugar a uma distribuição muito próxima da Normal em virtude da transformação.

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

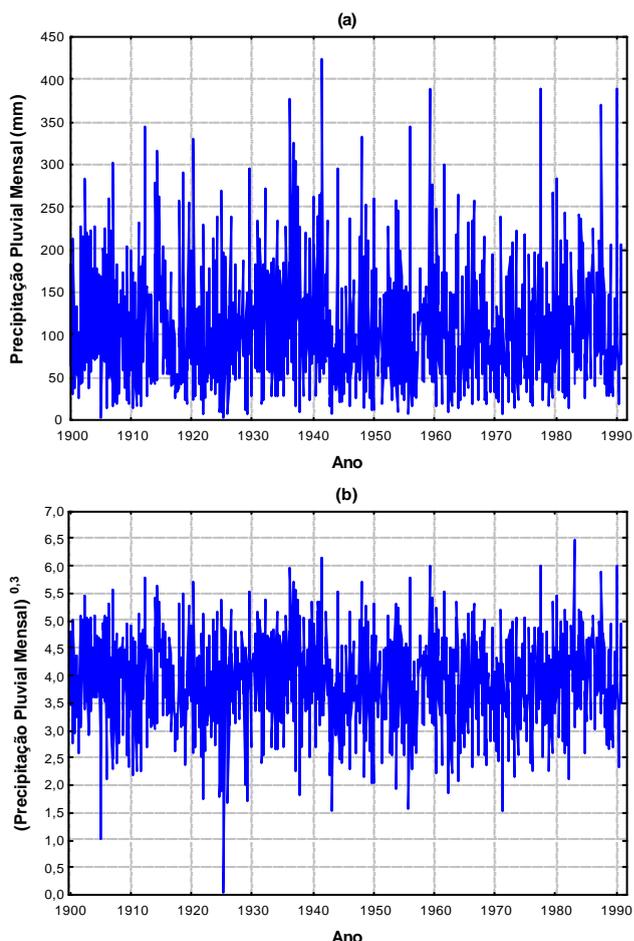


Figura 1. Precipitações pluviiais mensais em Pelotas, RS, de 1900 a 1990. 1a) Dados Originais. 1b) Dados Transformados.

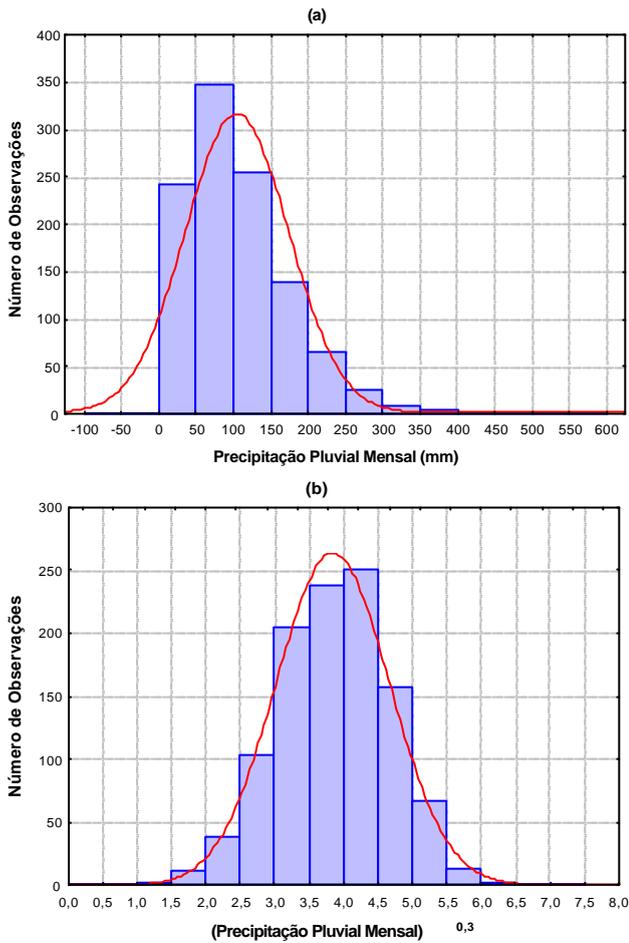


Figura 2. Distribuição de freqüência das precipitações pluviiais mensais em Pelotas, RS, de 1900 a 1990. 2a) Dados Originais. 2b) Dados Transformados.

Os resultados da análise harmônica são apresentados na Tabela 2.

O modelo selecionado com $r^2 = 0,9656$, representado graficamente na Figura 3, foi, portanto,

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

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	381,94	346,68	327,18	326,25

$$= 350,7 - 7,668*\cos(0,5236t) - 3,831*\sen(0,5236t) + 8,724*\cos(1,0472t) + 19,331*\sen(1,0472t) + 6,237*\cos(1,5708t) + 7,888*\sen(1,5708t),$$

com $t = 0, 1, \dots, 11$.

A partir da Figura 3, foram observados dois pontos de máximo, fevereiro e setembro, e dois pontos de mínimo, abril e novembro, concordando com os resultados de AMARAL (1968).

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 re-

síduos do modelo (), $k = 0,1,\dots,40$ em 97,5% delas, encontram-se entre os limites de

e de $\pm 2s$, o que indica uma aceitável adequabilidade do modelo (Figura 4).

O erro quadrático médio (EQM) apresentou um valor bastante pequeno, $EQM = 0,1089$ e o valor de $t = 1,67$ foi não significativo a 5%, com 11 graus de liberdade. Isso nos leva a concluir que o modelo é um predictor confiável do comportamento médio das precipitações pluviiais mensais em Pelotas, RS.

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

Onda	Período(meses)	Coefficiente Cos	Coefficiente Sen	$(\text{Coef. Cos})^2 + (\text{Coef. Sen})^2$	% σ^2
1	12	-7,668	-3,831	73,48	11,36
2	6	8,724	19,331	449,8	69,56
3	4	6,237	7,888	101,12	15,64
4	3	-3,414	-0,137	11,67	1,80
5	2,4	-0,899	3,08	10,29	1,59
6	2	0,526	0	0,28	0,043

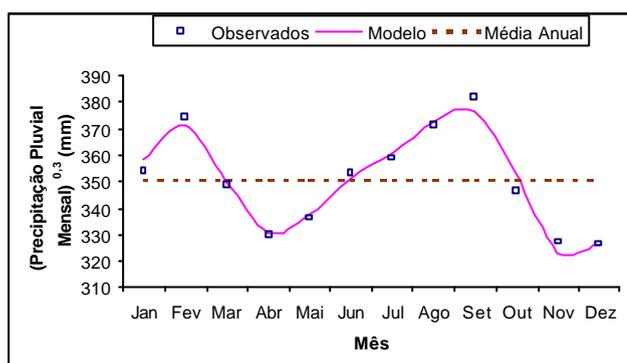


Figura 3. Modelo obtido pela análise harmônica das precipitações pluviométricas mensais transformadas ($Y=X^{0.3}$) em Pelotas, RS, e os valores observados nos 91 anos (1900 a 1990).

Conclusões

A análise harmônica indicou as ondas semestral, quadrimestral e anual como aquelas mais importantes, compondo um modelo ajustado com r^2 de aproximadamente 97%. No trabalho de AMARAL (1968) destacaram-se as mesmas ondas com um coeficiente de determinação r^2 igual a 91%. Assim, o efeito dos últimos anos não alterou o padrão de comportamento das precipitações pluviométricas mensais, mas o modelo obtido agora possui uma melhor representação dos dados.

O modelo pode ser considerado como adequado para representar a variação entre os dados mensais de precipitações pluviométricas e, também, como um preditor confiável do comportamento médio desta variável.

Referências bibliográficas

- AMARAL, E. Análise harmônica. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília – DF, v. 3, p. 7-43, 1968.
- AMARAL, E.; BAPTISTA DA SILVA, J. Periodicidades climáticas. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE CLIMATOLOGIA DO HEMISFÉRIO SUL. 1997, Campinas, **Anais...**, Campinas, SP: Organização Meteorológica Mundial, v. 1, 1977, p. 1-7.
- ARRUDA, H.V.; PINTO, H. On attempt to establish a new model for rainfall analysis. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE CLIMATOLOGIA DO HE-

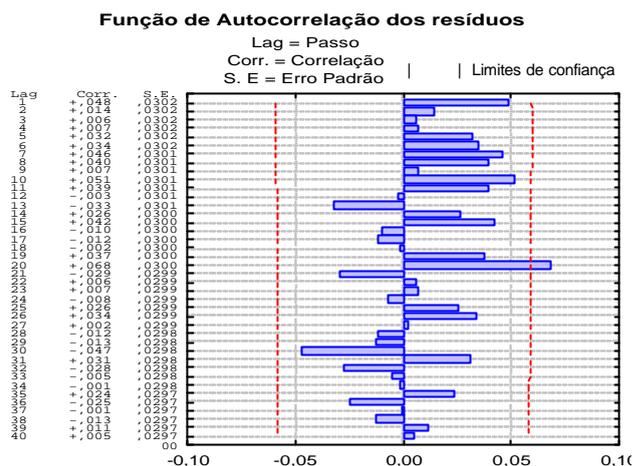


Figura 4. Autocorrelações estimadas a partir dos resíduos do modelo.

MISFÉRIO SUL. 1977. Campinas, **Anais...**, Campinas, SP: Organização Meteorológica Mundial, v. 1, 1977. p. 13-19.

BAPTISTA DA SILVA, J. Análise harmônica das precipitações pluviométricas pentadaias em Pelotas, RS. In: III SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA (SINAPE). 1978, São Paulo, **Atas...**, São Paulo, SP: Instituto de Matemática e Estatística, USP, v. 1, 1978. p. 8-14.

BAPTISTA DA SILVA, J.; CUNHA, F.B.; SCHONS, R.L. Chuvas em Fortaleza, CE: Resultados de um primeiro estudo. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 7, n. 1, p. 113-118, 1999.

BLISS, C.I. **Periodic regression in biology and climatology**. New Haven: Connecticut Agricultural Experiment Station, 1958. 55 p. (Bulletin 615).

COLIGADO, M.C.; BAIER, W.; SLY, W.K. **Risk analysis of weekly climatic data for agricultural and irrigation planning** – Wistaria, British Columbia., Ottawa: Plant Research Institute, 1969. 23 p. (Technical 77).

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M. **Séries temporais**. São Paulo: Atual Editora Ltda, 1986. 135 p.

TOGRUL, I.T.; TOGRUL, H. Global solar radiation over Turkey: comparison of predicted and measured data. **Renewable Energy**, Turkey, v. 25, p. 55-67, 2002.