

SIMULAÇÃO DA CHUVA DIÁRIA TENDO-SE EM CONTA A PERSISTÊNCIA CLIMÁTICA¹

THE SIMULATION OF THE DAILY RAINFALL TAKING INTO ACCOUNT THE CLIMATIC PERSISTENCE

João Baptista da Silva², Antônio Carlos Prestes Garcia³ e Leonardo de Freitas Alves³

RESUMO

A Tabela de probabilidades das precipitações pluviométricas pentadais (BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1984) foi utilizada para simular os valores das chuvas diárias, necessárias para diversas aplicações como, por exemplo, na coluna de crédito de um balanço hídrico diário em Pelotas, RS. O modelo de simulação proposto leva em conta o fenômeno da persistência das chuvas diárias; para tal estimou-se as probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} de chover em um dia da pênstada, sob a hipótese respectiva, de ter chovido ou não no dia precedente. O processo de simulação permitiu determinar a ocorrência ou não de chuva na pênstada; estimar os milímetros totais dessa chuva, quando ocorre e, estabelecer a distribuição desse total pelos cinco dias da pênstada. Os resultados foram comparados com os dados observados; pelas distribuições de frequência do número de dias com chuva, pelo ajuste das estimativas das probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} , pelo número de dias em que a chuva diária esteve dentro dos intervalo de confiança estimado e pelos modelos ajustados pela análise harmônica aos totais pentadais, aceitando-se o modelo de simulação como adequado aos seus objetivos. Isto leva a indicar o processo de simulação proposto como válido para permitir estimativas de ocorrência de chuvas diárias, quando se conta com uma tabela de probabilidades das precipitações pluviométricas pentadais.

Palavras chave: simulação pluviométrica, persistência climática, chuva diária.

¹Trabalho realizado com o financiamento do CNPq.

²Engenheiro Agrônomo, Livre Docente, Doutor em Ciências, Pesquisador do CNPq, Professor Titular (Aposentado) do Instituto de Física e Matemática (UFPel), Caixa Postal 354, CEP 96001-970, Pelotas, RS.

³Bolsistas da FAPERGS. Estudantes de Engenharia Agrônômica (UFPel), Caixa Postal 354, CEP 96001-970, Pelotas, RS.

SUMMARY

The Table of probabilities of rainfall in pentads (periods of five days) of BAPTISTA da SILVA & AMARAL (1984) was used to simulate the daily rainfall needed for several applications as, for example, at column of credit of a daily water balance in Pelotas, RS, Brazil. The proposed simulation model takes into account the persistency of daily rainfall. For this purpose, the two conditional probabilities p_{11} and p_{10} of rainfall in a day of pentad corresponding to the hypotheses of presence and absence of rainfall in the previous day estimated. The simulation process allowed the determination of the occurrence or not of rainfall in the pentad, the estimation of the total rainfall when it occurred, and the construction of the distribution of the total rainfall along the five days of the pentad. The results of simulation were compared with the observed data through the following: distributions of the frequencies of the number of rainy days in which the average daily rainfall fell within the estimated confidence interval; models fitted to the totals of pentad by harmonic analysis. The results supported the acceptance of the simulation model as adequate to the purposes. Thus, the proposed simulation procedure may be indicated as valid to allow estimates of occurrence of daily rainfall, when a table of probabilities of rainfall in pentads is available.

Key words: rainfall simulation, climatic persistency, daily rainfall.

INTRODUÇÃO

Com base nas tabelas de probabilidades das chuvas pentadais⁴, publicadas em 1984 (BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1984), foi desenvolvido um processo de simulação da chuva diária.

Nessas tabelas figuram para cada uma das 73 pântadas do ano, as probabilidades de chover e de não chover e os milímetros de chuva, X , correspondentes aos diversos níveis de probabilidade condicional de chover menos de X milímetros, na referida pântada, nos anos em que chove.

As tabelas de probabilidades permitem simular o total de chuva na pântada, úteis à diversas aplicações, inclusive como coluna de crédito de um balanço hídrico com contabilização pentadal. Por outro lado, a contabilização diária exige o estabelecimento de um critério e o desenvolvimento de um processo de simulação que permita distribuir a precipitação total na pântada pelos cinco dias que a constituem: este processo deve ter em conta a persistência das chuvas diárias (BROOKS & CARRUTHERS, 1953).

⁴ Pântada é uma sucessão de cinco dias consecutivos. A primeira pântada vai de 1 a 5 de janeiro, a segunda de 6 a 10 de janeiro, ..., até a última de 26 a 31 de dezembro. A última pântada de fevereiro representa os 5 dias de 25 de fevereiro a 1º de março nos anos comuns e cinco dias médios do mesmo período nos anos bissextos (5/6 do total dos 6 dias).

A técnica de simulação de variáveis estocásticas tem sido usada por diversos autores (WISER, 1966; HALTER & MILLER, 1966; WAGNER, 1970; JONES et al, 1972; BRUHN et al, 1980; LIU & LIU, 1983), como ferramenta auxiliar, de inestimável valor, na solução de problemas, tais como, a simulação de variáveis climáticas para as mais diversas aplicações e a simulação do comportamento de uma bacia hidrográfica para a previsão de cheias.

BRUHN et al (1980) construíram um modelo de simulação em computador que, usando técnicas de Monte Carlo, gera valores diários de chuva, temperatura máxima, temperatura mínima, umidade relativa mínima e radiação solar total. Cada uma destas variáveis é representada por uma distribuição de probabilidade teórica conhecida sendo, entretanto, as estimativas dos parâmetros que descrevem cada distribuição dependentes da ocorrência de chuva. A ocorrência de chuva é representada por uma Cadeia de Markov de primeira ordem. Os milímetros de chuva, quando chove, são estimados pela distribuição Gama.

LIU & LIU (1983) usaram o modelo de simulação desenvolvido por BRUHN et al (1980) para simular os dados diários de chuva, temperaturas máxima e mínima, evapotranspiração e umidade relativa para duas cidades do Estado de Goiás. O parâmetro chuva diária foi gerado independentemente pelos modelos da Cadeia Markoviana de primeira ordem e da distribuição de probabilidade Gama incompleta.

Conquanto outros pesquisadores simulem a precipitação diária por meio de modelos de cadeia markoviana e distribuição de probabilidade gama os autores deste trabalho, dispondo de uma tabela de probabilidades de chuvas pentadais, deduzem um processo que a utiliza na contabilização diária.

O objetivo do presente trabalho é a utilização da tabela de probabilidades das chuvas pentadais publicada em 1984 na simulação da chuva diária, visando diversas aplicações, destacadamente, a da coluna de crédito de um balanço hídrico diário. O processo de simulação é o mesmo já utilizado no trabalho de (BAPTISTA DA SILVA & AMARAL, 1991) com algumas ampliações: um período básico de 91 etapas (91 anos) foi repetido 50 vezes, permitindo assim ter uma medida da variabilidade dos valores simulados, além de se ter usado novos testes dos resultados do processo de simulação. O método aqui representado poderá adaptar-se para permitir o uso de tabelas de probabilidades de chuvas semanais.

MATERIAL E MÉTODOS

As tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas pentadais (BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1984), serviram para o estabelecimento do processo de simulação das chuvas diárias. Estas tabelas foram construídas desde registros do extinto Posto Meteorológico da antiga Escola de Agronomia Eliseu Maciel, na cidade de Pelotas, RS, referentes ao período de 1900 a 1951. Os registros encontram-se atualmente na Estação Agroclimatológica de Pelotas, no Campus da UFPel, a 15 quilômetros da cidade de

Pelotas (latitude 31° 52' 00'' S, longitude 52° 21' 24'' W, altitude 13,24 m).

A série completa de 91 anos, de 1900 a 1990, composta de registros das duas séries climáticas (cidade de Pelotas, 1900 - 1951 e Campus da UFPel, 1952 - 1990), foi utilizada para estimar as probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} , de chover em um dia da pênstada na hipótese de ter chovido ou não no dia precedente. Além disso, estes dados referentes aos 91 anos de observação foram usados para testar os resultados do processo de simulação.

A metodologia usada neste trabalho diferencia-se daquela utilizada por BAPTISTA da SILVA & AMARAL (1991) uma vez que trabalhou-se com uma série mais longa de observações, originada da reunião de outras duas. Isto foi possível graças a comprovação da homogeneidade das duas séries climáticas (ASSIS, 1991). Outra diferença é que considerou-se na simulação um período básico de 91 anos, representativo do período de observação de 1900 a 1990. Este período básico foi simulado por 50 vezes, ocasionando 50 repetições daquele ano médio estimado como resumo do período básico. Realizou-se, portanto, cerca de 4550 simulações anuais, 332.150 simulações pentadais e 1.660.750 simulações diárias, de acordo com os critérios indicados no processo de simulação proposto. Além disso, ampliou-se o número de testes dos resultados do processo de simulação. Além dos testes utilizados por BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1991, foram estudados, o intervalo de confiança da média das chuvas diárias, quando chove, e a modelagem dos totais de chuvas pentadais (observados e simulados) baseada na análise harmônica.

Sabe-se que as precipitações pluviométricas diárias não são independentes, isto é, a probabilidade de ocorrência de precipitação em um dia é maior se choveu no dia anterior do que no caso contrário. Desta forma, os períodos de dias consecutivos com chuva são mais longos do que seria esperado na hipótese de independência.

Tendo em vista o fenômeno da persistência, que se manifesta também em séries de observações meteorológicas de outra natureza (BROOKS & CARRUTHERS, 1953), inicialmente, determinou-se para cada pênstada, no conjunto dos 91 anos de observação, as estimativas das probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} pelas fórmulas:

$$p_{11} = (n_{11} + 0,5) / (n_{11} + n_{01} + 1)$$

$$p_{10} = (n_{10} + 0,5) / (n_{10} + n_{00} + 1)$$

onde n_{11} e n_{10} são os números de dias com chuva nos casos de ter chovido ou não na véspera, respectivamente, e n_{01} e n_{00} são os números de dias sem chuva, sob as mesmas circunstâncias. A constante 0,5 é adicionada às freqüências para uma correção de continuidade (BAPTISTA DA SILVA & AMARAL, 1991).

Consequentemente, as probabilidades condicionais p_{01} e p_{00} de não chover em um dia da pênstada tendo

chovido ou não no dia precedente são estimadas por

$$p_{01} = 1 - p_{11} \text{ e } p_{00} = 1 - p_{10}$$

Os valores de p_{11} e p_{10} foram calculados, para cada uma das 73 pântadas do ano.

Para estimar a precipitação total X na pântada foi sorteado um número P' entre 0 e 1 (número aleatório com quatro decimais) e comparado com a probabilidade P_0 de não chover na pântada, dada na parte inferior da tabela de probabilidades das chuvas pentadais (BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1984). Quando P' foi menor ou igual a P_0 decidiu-se que não choveu na pântada ($X=0$) e passou-se a pântada seguinte. No caso contrário, calculou-se

$$P_c(X) = (P' - P_0) / (1 - P_0)$$

e determinou-se os milímetros de chuva, X , que correspondem à probabilidade condicional, $P_c(X)$, de chover menos de X milímetros, na hipótese de ter chovido na pântada. A estimativa de X foi obtida por interpolação linear dos valores de X na coluna da pântada considerada em relação aos valores correspondentes da probabilidade condicional P_c que figura na primeira coluna de cada página da tabela de probabilidades das chuvas pentadais.

Para distribuir X pelos cinco dias da pântada executou-se os seguintes passos:

a) Sorteio de um número p_1' entre 0 e 1 (número aleatório com quatro decimais) e comparação com p_{01} ou p_{00} , conforme se tenha decidido que choveu ou não no último dia da pântada precedente⁵. Quando o número sorteado foi maior admitiu-se que choveu no primeiro dia da pântada considerada, anotando-se p_1' e procedendo-se do mesmo modo para os demais dias da pântada, sorteando p_2', p_3', p_4', p_5' .

b) Seja p_i'' o maior de dois números p_i' e p_0' , sendo $i = 1, 2, 3, 4, 5$, onde para cada dia da pântada p_0' é igual a p_{01} ou p_{00} , conforme se tenha decidido que choveu ou não na véspera (no caso do primeiro dia da primeira pântada do período de simulação, $p_0' = p_0 = p_{01} / (p_{01} + p_{10})$ é a probabilidade média de não chover em um dia da pântada), distribuiu-se a precipitação total estimada da pântada, X , pelos cinco dias, proporcionalmente às probabilidades condicionais correspondentes dadas pelas frações

$$P_{c_i} = \frac{(p_i'' - P_0')}{(1 - P_0')} \quad i = 1, 2, 3, 4, 5$$

c) Se todos os numeradores da expressão de p_{c_i} fossem nulos repetir-se-ia a série de cinco sorteios até que pelo menos uma das frações fosse diferente de zero.

Como foi visto, as tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas pentadais (BAPTISTA da SILVA & AMARAL, 1984), juntamente com as probabilidades condicionais, formam a matéria prima usada pelo processo de simulação proposto.

⁵ No caso do primeiro dia da primeira pântada do período de simulação, compare com o valor de p_0 da pântada dado pela fórmula $p_0 = p_{01} / (p_{01} + p_{10})$.

Diversos testes do processo de simulação foram usados na análise de sua adequabilidade.

Para a distribuição de frequência do número de dias com chuva em cada pênstada fez-se a comparação das distribuições do número de dias com chuva observados no período de 1900 a 1990 e aquelas estimadas pelo processo de simulação. Aplicou-se o teste Qui-Quadrado na comparação das frequências observadas e estimadas.

Nas estimativas da probabilidade de ocorrência de chuva em um dia tendo chovido ou não no dia precedente estudou-se a correlação linear existente entre as estimativas das probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} , obtidas desde as observações no período de 1900 - 1990 e aquelas estimativas correspondentes, p_{11}' e p_{10}' , calculadas a partir das repetições do processo de simulação. Aplicou-se o teste de correlação de Spearman (SIEGEL, 1979), para verificar se o processo de simulação gerou dados associados significativamente, àqueles das chuvas diárias em Pelotas.

Determinaram-se, também, intervalos de confiança de 95% e 99% da média de chuva diária para os anos em que ocorreu chuva, nos 91 anos de observação do período de 1900 a 1990. Em cada uma das 50 repetições do processo de simulação do período básico de 91 anos (ano médio), estimou-se uma média diária de chuva, tomando-se por base apenas aqueles anos em que choveu no dia considerado. Desde os 50 valores da média diária de chuva calcularam-se os intervalos de confiança de 95% e 99% para esta variável, sob a hipótese de que ela segue aproximadamente uma distribuição normal.

Verificou-se, a seguir, se as médias diárias de chuva, observadas nos anos em que choveu no dia considerado em Pelotas, no período de 1900 a 1990, estiveram dentro daqueles intervalos.

Como último teste foi feita a modelagem dos totais de chuvas pentadais baseadas na análise harmônica. Aos valores transformados (raiz cúbica) dos totais pentadais das chuvas observadas no período de 1900 - 1990 e das chuvas simuladas para idêntico período, ajustaram-se modelos baseados na análise harmônica. Cogita-se que estes modelos devem ser de algum modo semelhantes quanto à estrutura (componentes harmônicas significativas) e quanto a representatividade dos dados (coeficientes de determinação próximos).

Em virtude da disponibilidade de valores simulados apenas por seus totais, a escolha das ondas senoidais para o modelo foi feita em função da magnitude das amplitudes das ondas, o que realmente expressa a sua importância (AMARAL, 1968).

Ter-se-á nos modelos um número de ondas (em ordem decrescente de amplitudes) suficientes, para que representem uma variabilidade das chuvas pentadais correspondente, aproximadamente, àquela expressa pelo coeficiente de determinação de 91,2%, calculado por AMARAL (1968), para as chuvas mensais em Pelotas.

Partindo-se da relação abaixo,

$$\frac{CV_m}{CV_p} = \frac{R_p^2}{R_m^2}$$

onde:

CV_m = Coeficiente de variação dos dados mensais

CV_p = Coeficiente de variação dos dados pentadais

R_m² = Coeficiente de determinação do modelo ajustado aos dados mensais

R_p² = Coeficiente de determinação do modelo ajustado aos dados pentadais

cujo primeiro membro foi denominado de "razão de variabilidade entre totais mensais e pentadais", acredita-se poder estimar o coeficiente de determinação esperado para valores pentadais, quando se conhecem o coeficiente de determinação de um modelo ajustado a dados mensais, no mesmo período de observação, e também os coeficientes de variação dos dados mensais e pentadais.

A expressão conhecida (AMARAL, 1968)

$$\sum_{i=0}^{72} (x_i - \bar{x})^2 = \left(\frac{n}{2}\right) (a_1^2 + a_2^2 + a_3^2 + \dots + a_{36}^2)$$

permitiu estimar a representatividade dos modelos (observados e simulados) ajustados aos dados pentadais, ou seja,

$$R^2 = \frac{36,5 \sum_j a_j^2}{\sum_{i=0}^{72} (x_i - \bar{x})^2},$$

mantendo-se no numerador apenas as amplitudes das ondas selecionadas.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

1) Processo de simulação

Determinou-se, inicialmente, as estimativas das probabilidades condicionais p₁₁ e p₁₀, para cada um das 73 pênadas do ano, tendo-se em conta a persistência das chuvas diárias. Da mesma maneira como ocorreu em BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1991), os valores de p₁₁ foram superiores aos de p₁₀ em todas as pênadas, confirmando que as chuvas diárias tendem a "persistir" de dia para dia (BROOKS & CARRUTHERS, 1953).

2) Testes do processo de simulação

2.1) Distribuição do número de dias com chuva em cada pântada.

Estabeleceu-se a distribuição de frequência do número de dias com chuva em cada uma das 73 pântadas, a partir dos dados observados no período de estudo. Semelhantemente, desde os resultados das repetições do processo de simulação, determinou-se a distribuição do número médio de dias com chuva em cada uma das 73 pântadas.

As frequências observadas (real) e esperadas (simuladas) foram submetidas ao teste Qui-Quadrado, com 4 graus de liberdade, para cada uma das 73 pântadas. Apresentaram-se como significativas, 17 das 73 pântadas (23% das pântadas); as restantes 56 pântadas (77% das pântadas) não apresentaram significância estatística pelo teste Qui-Quadrado à 5%, indicando aderência entre os dados reais e simulados. Esses resultados concordam com BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1991), onde 74% das pântadas não se apresentaram significativas, pelo teste de Qui-Quadrado, ao nível de probabilidade de 5%.

2.2) Estimativa da probabilidade de ocorrência de chuva em um dia tendo chovido ou não no dia precedente.

No conjunto de 91 anos de observação, determinou-se as estimativas das probabilidades condicionais p_{11} e p_{10} de chover em um dia da pântada, respectivamente tendo chovido ou não no dia precedente. Análogas estimativas p_{11}' e p_{10}' , foram obtidas desde os resultados do processo de simulação. Foram determinadas as correlações lineares existentes entre os valores de p_{11} e p_{11}' e entre os valores de p_{10} e p_{10}' . Utilizando correlação por postos de Spearman obteve-se os coeficientes $r_{11} = 0,7014$ e $r_{10} = 0,7502$, ambos significativos ao nível de 1%. Isto indica um adequado ajuste entre os valores reais e os simulados. Em BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1991), os valores dos coeficientes de correlação por postos de Spearman foram de $r_{11} = 0,6932$ e $r_{10} = 0,6614$, também significativos ao nível de probabilidade de 1%.

2.3) Intervalo de confiança da média da chuva diária, quando chove.

Foram estimadas as médias da chuva diária, quando chove, para cada uma das 50 repetições do processo de simulação. A partir destes dados, pôde-se estimar intervalos de confiança de 95% e 99% para a média desta variável, que tem distribuição aproximadamente normal, em cada um dos 365 dias do ano.

A seguir, com os dados observados em Pelotas no período de 1900 a 1990, determinou-se a média de chuva diária, naqueles anos em que choveu no dia considerado. Verificou-se, então, para cada dia do ano se a média de chuva diária esteve dentro ou fora dos intervalos de confiança estimados e observou-se que:

a) em 87 dias do ano (24% dos dias), a variável em estudo ficou dentro do intervalo de confiança de 95%;

b) em 110 dias do ano (30% dos dias), a variável esteve dentro do intervalo de confiança de 99%.

Tendo em vista a grande variabilidade das chuvas diárias (mesmo quando ocorrem), deve-se estar

propenso em aceitar este resultado como razoável, não invalidando o processo de simulação proposto.

2.4) Modelagem dos totais das chuvas pentadais, baseada na análise harmônica.

A raiz cúbica dos totais pentadais de chuva estimadas para as 50 repetições do processo de simulação, assim como, idêntica transformação dos totais pentadais observados no período de 1900-1990, foram submetidos à uma modelagem baseada na análise harmônica. Pretendeu-se comparar os modelos obtidos a partir destes dois conjuntos de dados - simulados e observados - quanto à estrutura e à representatividade. A transformação raiz cubica das chuvas pentadais visou homogeneizar as variâncias e, concomitantemente, normalizar a distribuição. Idêntica transformação de dados já fora utilizada em trabalho anterior do primeiro autor (BAPTISTA DA SILVA, 1977) e em estudos realizados para as chuvas semanais de todos os distritos do Canadá (COLIGADO et al, 1969).

As componentes harmônicas selecionadas para os modelos foram aquelas que apresentaram as maiores amplitudes, incluída aí a onda anual, tendo em vista a sua realidade física comprovada como resultante do clima solar. Pretendeu-se que os modelos explicassem cerca de 56% da variação entre as observações pentadais, o que corresponderia à representatividade de 91,2% encontrada por AMARAL (1968) para o modelo ajustado aos dados mensais. Calculando-se uma razão de variabilidade⁶ entre os dados mensais e pentadais em 0,61, pode-se aceitar que uma representatividade de 56%, de um modelo ajustado aos dados pentadais, corresponderia a uma representatividade de 91,2%, estimada para um modelo ajustado aos dados mensais no mesmo período.

Na ordem decrescente das amplitudes das ondas senoidais, estimadas pela análise harmônica, obteve-se, para cada conjunto de dados o representado na Tabela 1.

Tabela 1 - As oito ondas de maior amplitude calculadas desde os dados observados e desde os valores simulados

OBSERVADOS		SIMULADOS	
ORDEM	AMPLITUDE	ORDEM	AMPLITUDE
2	15,7908	2	11,4879
3	7,6872	3	8,2537
22	5,7642	15	7,1301
1	5,3508	1	6,8622
24	5,2989	8	6,0811
6	5,0057	4	6,0310
35	4,6581	27	6,0254
4	4,5748	35	5,5824

Modelos selecionados com quatro componentes senoidais alcançaram um R^2 de 55% e de 40% para os

⁶A relação $CV_m/CV_p = R^2_p/R^2_m$ foi estimada por $15,16541/24,66036 = R^2_p/91,2$, para dados observados no período de 1900 a 1990. Daí tem-se, $R^2_p = 0,61.91,2 = 0,56$ que é o coeficiente de determinação que teria o mesmo modelo se ajustado à dados cujo coeficiente de variação fosse de 24,66036.

valores observados e simulados, respectivamente, e conservaram estruturas semelhantes, onde três componentes, as ondas anual, semestral e quadrimestral, são comuns aos dois modelos. O modelo estimado para dados observados foi:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_i 1 = & 168,12 + 5,3508 \operatorname{sen}(4,9315^\circ i + 201,52^\circ) \\ & + 15,7908 \operatorname{sen}(9,8630^\circ i + 358,90^\circ) + \\ & + 7,6872 \operatorname{sen}(14,7945^\circ i + 346,75^\circ) + \\ & + 5,7642 \operatorname{sen}(108,4930^\circ i + 36,57^\circ) \end{aligned}$$

$$i = 0, 1, 2, \dots, 72, \quad R^2 = 0,5530,$$

e para dados simulados:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_i 2 = & 238,37 + 6,8622 \operatorname{sen}(4,9315^\circ i + 266,25^\circ) + \\ & + 11,4879 \operatorname{sen}(9,8630^\circ i + 344,56^\circ) + \\ & + 8,2537 \operatorname{sen}(14,7945^\circ i + 12,47^\circ) + \\ & + 7,1301 \operatorname{sen}(73,9725^\circ i + 64,09^\circ) \end{aligned}$$

$$i = 0, 1, 2, \dots, 72, \quad R^2 = 0,4002 .$$

Modelos com oito componentes senoidais, por exemplo, alcançaram coeficientes de determinação de 70% e 59% para os dados observados e simulados, respectivamente, e, também, mantiveram estruturas semelhantes, onde cinco dentre oito das ondas selecionadas (63% das ondas) são comuns aos dois modelos.

Escolhendo-se as ondas pelo teste de Duncan (AMARAL, 1968) teríamos, ainda, como significativas, nos dois conjuntos, as mesmas ondas semestral e quadrimestral, mantendo a estrutura dos modelos, porém com representatividade insuficiente.

Resumindo, os novos testes incluídos neste trabalho (intervalo de confiança da média e modelagem dos totais de chuvas) em relação àqueles usados por BAPTISTA DA SILVA & AMARAL (1991), ajudaram a confirmar a adequabilidade do processo de simulação em estudo.

Conforme pôde-se observar, o processo de simulação proposto reproduziu, de maneira adequada os dados reais, embora levemente superestimados, o que viabiliza a sua utilização, quando se dispõe de uma tabela de probabilidades de chuvas pentadais.

Os resultados indicam que o método de simulação apresentado atende aos objetivos do trabalho.

CONCLUSÕES

Conclui-se que, tendo-se uma tabela de probabilidades pentadais, pode-se estimar a ocorrência das chuvas diárias, simulando-as por meio de um processo que seja concordante com o comportamento das chuvas, expresso nesta tabela.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMARAL, E. Análise harmônica. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, DF, v. 3, p. 7 - 43, 1968.
- AMARAL, E., BAPTISTA DA SILVA, J. Tabelas de probabilidades das precipitações pluviométricas em Pelotas, RS. Pelotas: Instituto de Pesquisa e Experimentação Agropecuária do Sul, 1970. 27 p (Circular n° 44)
- ASSIS, F. N. Modelagem da ocorrência e da quantidade de chuva e de dias secos em Piracicaba, SP e em Pelotas, RS. Piracicaba: USP, 1991, 134 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Curso de Pós-Graduação em Agronomia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1991.
- BAPTISTA DA SILVA, J. Análise harmônica das precipitações pluviométricas pentadais (Pelotas, RS, 1900/51). Pelotas: UFPel, 1977, 216p. Tese (Concurso de Livre Docência). Instituto de Física e Matemática, Universidade Federal de Pelotas, 1977.
- BAPTISTA DA SILVA, J. , AMARAL, E. Precipitações pluviométricas em Pelotas, RS (totais pentadais e máximas pentadais) - tabelas de probabilidades. Pelotas: Editora da Universidade Federal de Pelotas, 1984, 41p. (Boletim Técnico n° 2 do IFM).
- BAPTISTA DA SILVA, J. , AMARAL, E. Simulação pluviométrica: um estudo preliminar. Revista Brasileira de Meteorologia, São Paulo, SP, v. 6, p. 439 - 453, 1991.
- BROOKS, C. E. P., CARRUTHERS, N. Handbook of statistical methods in meteorology. London: Meteorological Office, 1953. 412 p.
- BRUHN, J. A., FRY, W. E., FICK, G.W. Simulation of daily weather data using theoretical probability distributions. Journal Applied Meteorology, Boston, USA, v. 19, p. 1029 - 1036, 1980.
- 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 Note 77).
- HALTER, A. N., MILLER, S. F. River basin planning: a simulation approach. Corvalli: Agr. Exp. Sta.,

- Oregon State University, 1966, 10 p. (Special Report 244).
- JONES, J. W., COLWICK, R. F., THREADGILL, E. D. A simulation environmental model of temperature, evaporation, rainfall and soil moisture. Trans. Am. Soc. Agric. Eng., Michigan, USA, v. 15, p. 366 - 372, 1972.
- KENDALL, M. G., STUART, A. The advance theory of statistics. London: Charles Griffin & Company Limited, 1958. V. 1. 433 p.
- LIU, W. T., LIU, B. W. Y. Simulação estocástica do clima diário In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 1983, Campinas, SP, Anais..., Campinas: Sociedade Brasileira de Agrometeorologia/UNICAMP, 1983. 307 p. p. 77 - 84.
- NAYLOR, T. H., BALINTFY, J. L., BURDICK, D. S., CHU, K. Técnicas de simulação em computadores. São Paulo: Editora Vozes Ltda, USP, 1970, 402 p.
- SIEGEL, S. Estatística não-paramétrica. São Paulo: Editora MacGraw-Hill do Brasil Ltda, 1979. 350 p.
- WAGNER, E. Simulação hidrológica na bacia do rio Jaguarão, Porto Alegre: UFRGS, 1970, 153 p. Dissertação (Mestrado em Hidrologia) - Curso de Pós-Graduação em Hidrologia Aplicada, Instituto de Pesquisas Hidráulicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1970.
- WISER E. H. Monte Carlo methods applied to precipitation frequency analyses Trans. Am. Soc. Agric. Eng., Michigan, USA, v. 9, p. 438-540, 1966.