

ISSN 0104-1347

Modelagem das chuvas trimestrais por regiões homogêneas no Estado do Ceará¹

Quarterly rainfall modeling by homogeneous regions at the State of Ceará

João Baptista da Silva², Felipe Böhm Cunha³ e Wilson Pires Gavião Neto³

Resumo - No presente trabalho estudou-se o comportamento dos totais trimestrais (março-abril-maio) das chuvas do Estado do Ceará, a partir de 20 estações meteorológicas distribuídas por toda a extensão do Estado. Foram definidas, pela análise de agrupamentos, quatro regiões homogêneas quanto ao regime das chuvas. Os dados seguem aproximadamente a distribuição normal e puderam ser analisados diretamente. A análise periodográfica das médias trimestrais por grupos permitiu que se estabelecesse modelos constituídos de 2 ou 3 ondas senoidais conforme o caso. A onda de 13 anos destacou-se em 3 dos 4 grupos (75%), confirmando o já encontrado por outros autores. Os modelos representaram adequadamente a tendência dos dados e com razoável precisão quando usados na previsão de novos valores. As maiores discrepâncias entre os valores observados e os estimados pelos modelos ocorreram, de modo geral, nos anos entre 1992 e 1995; como o efeito ENOS nestes anos pode ser considerado fraco, acredita-se que a maior causa deva ser atribuída ao Dipolo do Atlântico Tropical.

Palavras-chave: análise de agrupamento, análise periodográfica, precipitações pluviais.

Abstract - In this paper, the behaviour of rain totals on the quarter March-April-May at 20 meteorological stations evenly distributed along the state of Ceará, Brazil, were studied. Four homogeneous regions, based on their rainfall regimes, were defined by using the cluster analysis technique. The data followed approximately the normal distribution; due to this, they could be analysed directly, without needing for any kind of transformation. The periodographic analysis of the quarterly means in each group allowed to set up models made of 2 or 3 senoidal waves, according to each case. The 13-year wave *stood out* in 3 of 4 groups (75%), thus confirming the observations made by other authors. The models displayed properly the tendency of observed data, and with reasonable precision, when used to forecast new values. The largest discrepancies between observed and estimated values were found, in general, on the period 1992-1995; as the ENSO effect on these years can be considered of weak intensity, we believe that the reason for the discrepancies can be attributed to the Tropical Atlantic Dipole phenomenon.

Key words: cluster analysis, periodographic analysis, rainfall.

Introdução

A avaliação das chuvas que ocorrem em uma região, sugerida pela identificação de sua regularidade e das discrepâncias surgidas ao longo dos anos

sempre se constituiu em preocupação dos que se dedicam às atividades agropecuárias. Com maior ênfase são ampliadas as expectativas quando se refere à Região Nordeste, tendo em vista a alta dependência da economia regional, apoiada no setor agrícola, em relação ao regime de chuvas.

¹Trabalho realizado com financiamento do CNPq e da FAPERGS.

²Engenheiro Agrônomo, Livre Docente, Doutor em Ciências, Bolsista do CNPq, Professor Titular (Aposentado) do Instituto de Física e Matemática (UFPEL). jbsilva@ufpel.tche.br

³Alunos do curso de Ciência da Computação da UFPEL, bolsistas do PIBIC/CNPq

Diversos autores têm realizado trabalhos em busca de possíveis periodicidades existentes entre os totais anuais de chuvas. MARKHAM (1974), GIRARDI & TEIXEIRA (1978) e MORETTIN et al. (1983) estudaram os totais anuais de chuvas em Fortaleza, e baseados na natureza periódica ou quase-periódica das observações, encontraram algumas ondas significativas que permitiram inferências válidas.

Por outro lado, considera-se duvidosa a caracterização das secas nordestinas pelo total das precipitações anuais. Possivelmente, mais importantes são os totais mensais, bimestrais ou trimestrais, de dezembro a julho, período que constitui o 'inverno' nordestino.

AMARAL & BAPTISTA DA SILVA (1981) iniciaram um estudo sobre o comportamento das secas nordestinas, buscando periodicidades de chuvas a partir dos totais de janeiro em Fortaleza, Ceará, para 132 anos de observações. BAPTISTA DA SILVA et al. (1999) apresentaram os resultados deste primeiro estudo, onde chegaram a ajustar um modelo com as quatro ondas de maior amplitude, que adequadamente representou a tendência dos dados. Quanto à previsão, o modelo ainda necessita ser melhorado. Posteriormente, na busca de uma base observacional mais ampla, substituiu-se o mês de janeiro pelo trimestre março-abril-maio, representante de cerca de 60% das chuvas anuais (MARKHAM, 1974).

BRAGA (1992), BECKER et al. (1992) e BRAGA & SILVA (1990) usaram a análise multivariada na caracterização das sub-regiões homogêneas nos estados do Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul e Paraíba, respectivamente. A modelagem feita para cada uma destas sub-regiões certamente apresenta uma maior probabilidade de obtenção de inferências mais confiáveis do que quando feitas para todo o Estado.

O objetivo do presente trabalho foi determinar as periodicidades das chuvas trimestrais (março-abril-maio) em cada uma das regiões caracterizadas como homogêneas quanto ao regime de chuvas no Estado do Ceará, buscando modelos matemático-estatísticos que representem estes comportamentos.

Material e métodos

Foram utilizados no trabalho os dados referentes aos totais de chuvas do trimestre março-abril-maio

registrados em 81 anos de observação (1911-1991), para 20 estações meteorológicas localizadas no Estado do Ceará, cedidos pela Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME). O conjunto completo dos dados compõem-se dos registros de 60 estações de toda a Região Nordeste. Inicialmente, selecionaram-se as 20 estações localizadas no Estado do Ceará (Figura 1), tendo em vista a sua distribuição geográfica bem uniforme em seu território. Acredita-se que, apesar do pequeno número de estações (20) disponíveis, as mesmas sejam suficientes para dar uma idéia da distribuição e do comportamento das chuvas no Estado.

Ao contrário da grande maioria dos trabalhos encontrados na literatura, que utilizam os totais anuais de chuvas, optou-se por levar em consideração apenas o trimestre anteriormente citado, no qual verificou-se a concentração de aproximadamente 60% das chuvas anuais na região, de acordo com o citado por MARKHAM (1974).

Inicialmente, as séries de dados encontravam-se incompletas. Para solucionar este problema, foi utilizado um método baseado na regressão linear múltipla (DINIZ, 1998; GONÇALVES & KIM, 1998), com a finalidade de completá-las para os 81 anos de observação.

Uma análise periodográfica pressupõe homogeneidade de variâncias, aditividade e distribuição aproximadamente normal (JENKINS, 1979). Para verificar a existência destas propriedades, foram calculadas a média (\bar{X}) e a variância (s^2) para o conjunto de todas as estações e aplicados os testes estatísticos adequados. Quando não se verificam as propriedades acima, torna-se necessário procurar uma transformação dos dados originais baseada, por exemplo, na relação

$$s^2 = A\bar{X}^b$$

de parâmetros A e b, que venha a satisfazer tais requisitos (BAPTISTA DA SILVA, 1979).

Procurou-se, a seguir, reunir as estações disponíveis em grupos distintos, de acordo com o comportamento das chuvas trimestrais em cada uma das mesmas. Fez-se uso da técnica denominada Análise de Agrupamentos, empregando o método de Classificação Hierárquico Aglomerativo de Ward, tendo como medida de similaridade a distância euclidiana ao quadrado e a inércia intra-classe como critério de agregação. A partir da determinação dos grupos homogêneos, foi calculado para cada grupo a média dos

totais trimestrais das suas estações constituintes, para cada ano de observação, o que resultou em novas séries de dados com as quais trabalhou-se nos passos subsequentes.

Para cada grupo, realizou-se uma análise periodográfica, baseada na Transformada de Fourier Discreta, para encontrar as possíveis periodicidades existentes em cada série, indicadas por picos destacados no periodograma. A seleção das ondas a serem introduzidas nos modelos foi baseada no critério da magnitude dos picos encontrados; já para o número de ondas selecionadas procurou-se obter uma boa representatividade dos dados pelos modelos, sem que houvesse um aumento excessivo em suas complexidades. A forma das ondas que irão participar do modelo é expressa por:

$$Z_t = \mu + \sum_j [A_j \cos \omega_j t + B_j \sin \omega_j t] + e_t \quad (1)$$

onde: Z_t = valores estimados das precipitações trimestrais; ω_j = frequência angular da j -ésima onda; e_t = resíduo (ruído branco); μ , A e B são os parâmetros, cujas estimativas são obtidas pelas expressões:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum Z_t}{n} = \bar{z} \quad (2)$$

$$\hat{A} = \frac{2}{n} \sum (z_t - \bar{z}) \cos \omega_j t \quad (3)$$

$$\hat{B} = \frac{2}{n} \sum (z_t - \bar{z}) \sin \omega_j t \quad (4)$$

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

Através do método do descenso cíclico (BLOOMFIELD, 1976), podem ser obtidas as estimativas finais dos parâmetros, quando elas traduzem uma melhoria acentuada no modelo. Este método é indicado quando da existência de periodicidades múltiplas, para melhorar as estimativas da média, da frequência e dos coeficientes do seno e cosseno.

Estimando-se as séries através do modelo proposto, pode-se avaliar o ajuste com os dados observados de várias formas, entre elas a comparação com médias móveis de 3, 7 e 11 anos, o erro quadrado médio (EQM) e os coeficientes de correlação paramétrico e não-paramétrico. Para verificar a validade do modelo quanto à previsão de novos valores,

utilizaram-se dados correspondentes ao período de 1992-1999, não participantes da estimação do mesmo.

Finalmente, procedeu-se a análise dos resíduos, na verificação de uma possível existência de alguma tendência residual. Testes sobre a função de autocorrelação dos resíduos foram usados para verificar a hipótese da presença de ruído branco (MORETTIN et al., 1981).

Resultados e discussão

Os dados de chuvas trimestrais usados no trabalho, referentes às 20 estações meteorológicas nos 81 anos de observação, não incluídos em apêndice, em virtude do grande volume de informações, foram inicialmente submetidos a testes quanto à homogeneidade de variâncias (teste de Bartlett) e quanto à normalidade (teste de Qui-quadrado), verificando-se que estas duas propriedades foram atendidas, não necessitando, portanto, de nenhuma transformação prévia.

A distribuição irregular das chuvas ao longo do Estado do Ceará, crescentes do interior para o litoral, sugere a identificação de regiões homogêneas quanto ao regime pluvial. O método de agrupamento hierárquico aglomerativo de Ward aplicado aos totais trimestrais levou à classificação das 20 estações em quatro grupos (Figura 1); a delimitação das áreas no mapa foi feita apenas para permitir a visualização dos grupos, sem nenhum critério objetivo, não representando isolinhas.

Grupo I (4 estações): Tauá, Assaré, Campos Sales, Iraucuba;

Grupo II (7 estações): Crateús, Mombaça, Quixeramobim, Iguatu, Crato, Milagres, Morada Nova;

Grupo III (6 estações): Sobral, Ipueiras, Santa Quitéria, Baturite, Jaguaruana, Pereiro;

Grupo IV (3 estações): Acarau, Fortaleza, Viçosa do Ceará.

As médias das chuvas trimestrais dos 4 grupos indicam que eles estão dispostos do interior (grupo I) para o litoral (grupo IV). A localidade de Iraucuba classificada no grupo I cria uma descontinuidade entre os grupos, o que pode ser explicado por um possí-

vel microclima existente na região que a situa desta maneira, por suas condições orográficas. Esta foi a indicação da análise de agrupamentos, e pela escolha de 4 grupos, teve-se esta situação peculiar. Outros pesquisadores, verificando prognósticos sazonais de precipitação no Estado do Ceará, por meio da técnica dos quantis, determinaram macro-regiões pluviometricamente homogêneas, em geral concordantes com os grupos aqui apresentados.

Os dados médios das estações meteorológicas componentes de cada grupo foram submetidos a uma análise periodográfica (Figura 2) baseada na Transformada de Fourier Discreta (MORETTIN et al., 1983).

Os picos indicados no periodograma sugerem as possíveis periodicidades existentes e as ondas correspondentes, selecionadas por suas magnitudes, que tiveram seus parâmetros estimados pelas expressões (2, 3, 4), conforme resultados apresentados na Tabela 1.

A onda de 13 anos que aparece destacada na maioria dos grupos, já foi encontrada por outros autores (MARKHAM, 1974; GIRARDI & TEIXEIRA, 1978; MORETTIN et al., 1983), ao trabalharem com os totais anuais de Fortaleza. É importante observar que esta onda tem ação marcante

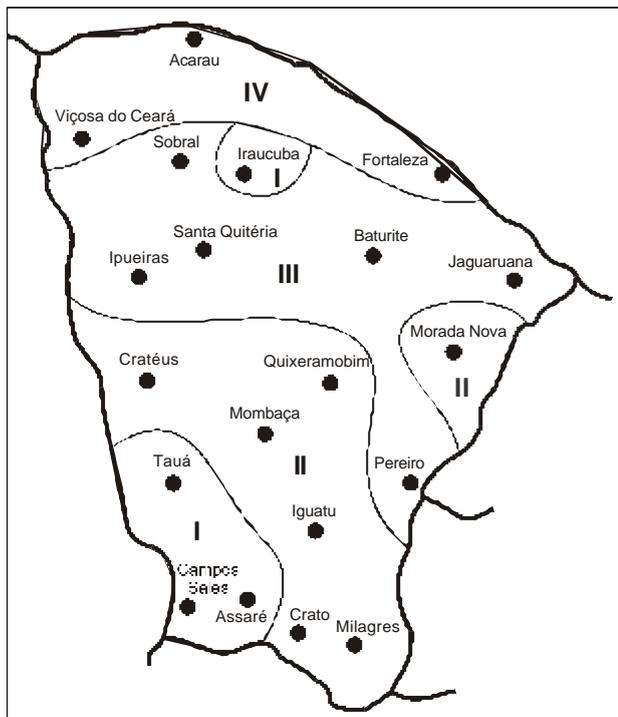


Figura 1. Mapa do Estado do Ceará, indicando as estações meteorológicas e os grupos homogêneos quanto ao regime de chuvas.

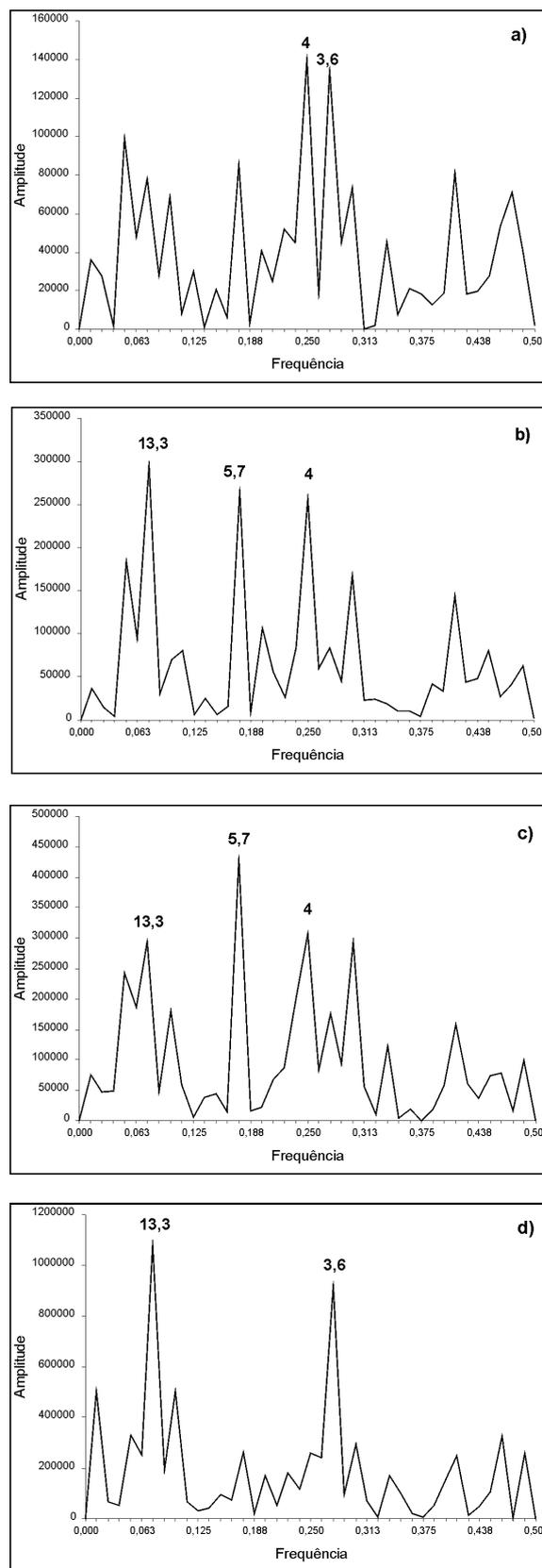


Figura 2. Periodogramas para os quatro grupos, indicando os picos mais destacados, em anos. 2a) grupo I; 2b) grupo II; 2c) grupo III; 2d) grupo IV.

também para os regimes de chuvas nos grupos que representam o interior do Estado.

A seguir, foi utilizado o método do descenso cíclico para obter-se estimativas melhoradas, a partir daquelas iniciais, conforme indicação no caso de periodicidades múltiplas (BLOOMFIELD, 1976). Entretanto, como a aplicação do método não acarretou nenhum benefício, visto que os erros quadráticos médios (EQM) na maioria dos grupos foram superiores àqueles obtidos com os modelos estabelecidos a partir das estimativas iniciais (Tabela 2), resolveu-se utilizar os modelos inicialmente estabelecidos (sem descenso cíclico).

Conseqüentemente, os modelos selecionados para cada um dos grupos foram os seguintes:

Grupo I:

$$\hat{Y}_t = 338,19 - 59,127\cos(1,571t) + 9,762\sin(1,571t) - 56,206\cos(1,745t) - 24,545\sin(1,745t)$$

Grupo II:

$$\hat{Y}_t = 476,41 + 49,167\cos(0,472t) - 70,34\sin(0,472t) + 80,569\cos(1,102t) - 6,082\sin(1,102t) - 75,614\cos(1,571t) + 26,897\sin(1,571t)$$

Grupo III:

$$\hat{Y}_t = 587,29 + 44,793\cos(0,472t) - 72,767\sin(0,472t) + 99,448\cos(1,102t) - 16,643\sin(1,102t) - 86,103\cos(1,571t) + 24,365\sin(1,571t)$$

Grupo IV:

$$\hat{Y}_t = 812,60 + 41,699\cos(0,472t) - 160,32\sin(0,472t) - 150,921\cos(1,745t) - 71,783\sin(1,745t)$$

$$t = 0, 1, \dots, 80 \text{ anos.}$$

Como pode-se notar na Figura 3, o acordo entre o modelo e os valores observados é adequado para

Tabela 1. Estimativas iniciais dos parâmetros obtidas a partir do periodograma.

Grupo	$\hat{\mu}$	Período (anos)	Frequência	\hat{A}	\hat{B}
I	338,187	4	1,571	-59,127	9,762
		3,6	1,745	-56,206	-24,545
		13,3	0,472	49,167	-70,340
II	476,408	5,7	1,102	80,569	-6,082
		4	1,571	-75,614	26,897
		13,3	0,472	44,793	-72,767
III	587,291	5,7	1,102	99,448	-16,643
		4	1,571	-86,103	24,365
IV	812,601	13,3	0,472	41,699	-160,320
		3,6	1,745	-150,921	-71,783

a maioria dos anos em todos os grupos, embora as maiores discrepâncias ocorridas nas observações não sejam acompanhadas, de modo geral, pelos dados estimados, como se constata em outros trabalhos (MORETTIN et al., 1983). Foram calculados os coeficientes de correlação linear simples, paramétrico e não-paramétrico, entre os valores observados e os estimados pelo modelo, apresentando-se positivos e significativos ao nível de 5% para todos os grupos, indicando uma boa concordância. Isto não garante, no entanto, que o modelo esteja bem ajustado aos dados, apenas informa que eles seguem a mesma tendência.

Ainda na Figura 3, encontram-se os valores da previsão para os anos de 1992 a 1999, não participantes da estimação dos modelos. Pode-se notar que as maiores discrepâncias ocorrem, de modo geral, para todos os grupos, nos anos de 1992, 1993, 1994 e 1995, onde os episódios de ENOS apresentaram-se como relativamente fracos. Possivelmente, a causa principal sobre o índice pluviométrico ocorrido no trimestre (estação chuvosa), tenha sido o padrão do Dipolo do Atlântico Tropical, fenômeno de importância ressaltada por NÓBREGA et al. (2000) e XAVIER et al. (2000).

Tabela 2 Comparação entre os EQMs dos modelos com e sem descenso cíclico, para cada grupo.

Grupo	EQM	
	Sem descenso	com descenso
I	15936,78	15926,98
II	22365,21	24159,00
III	35299,11	37883,89
IV	64701,59	70352,05

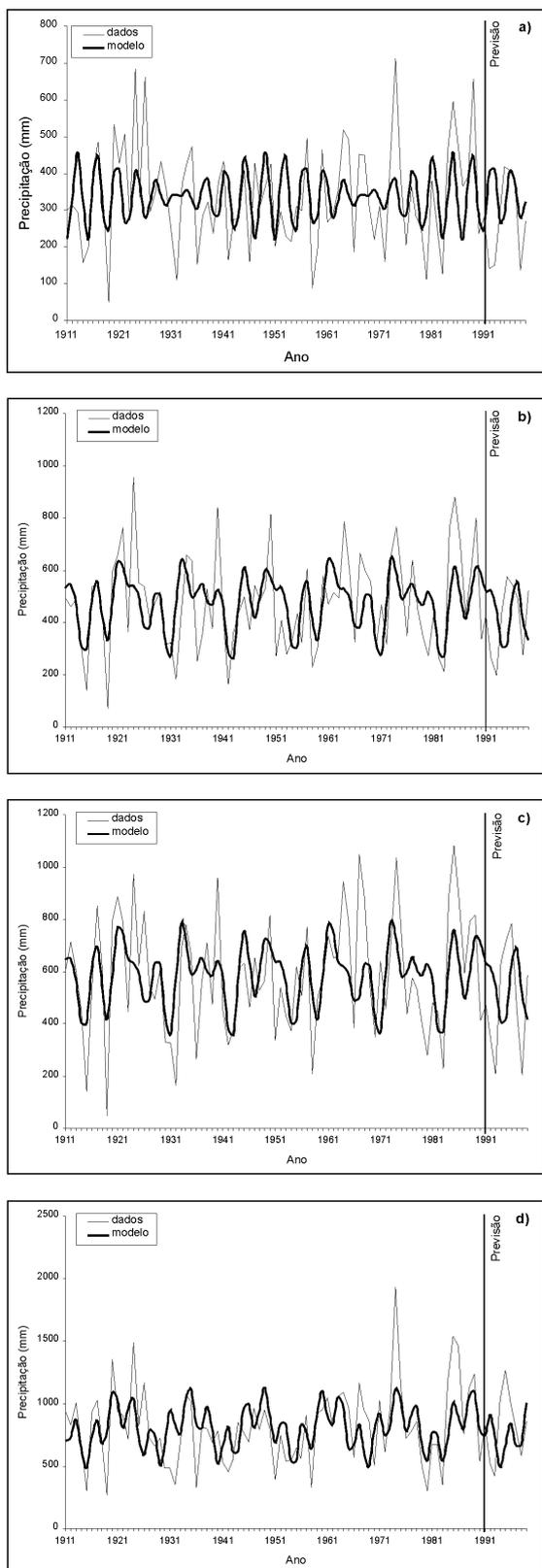


Figura 3. Dados observados das médias trimestrais de cada grupo, valores estimados pelos modelos e previsão (1992-1995). 3a) grupo I; 3b) grupo II; 3c) grupo III; 3d) grupo IV.

Os erros quadrados médios (EQM) da previsão apresentaram-se bastante altos para os 4 modelos, crescentes do grupo I (22476,55) até o grupo IV (123584,8), devido à maior variabilidade das chuvas no litoral do que no interior.

Para melhor caracterizar a tendência existente nos dados, calculou-se médias móveis de 3, 7 e 11 anos, e comparou-se as mesmas com os modelos estimados. Pode-se verificar mais nitidamente, que os modelos representam adequadamente a tendência dos dados nos quatro grupos (Figura 4)

Finalmente, processou-se uma análise dos resíduos, por meio de suas funções de autocorrelação, para cada um dos modelos. As autocorrelações (r_k) foram submetidas a três testes para verificar a existência de ruído branco (MORETTIN & TOLOI, 1981; FERRAZ, 1999):

- a) Teste 1: máximo de 5% das autocorrelações fora do intervalo de

$$\pm \frac{2}{\sqrt{n}} = \pm \frac{2}{\sqrt{81}} = \pm 0,2222.$$

Encontrou-se apenas um valor fora do intervalo, no grupo III: $r_6 = -0,23233$.

- b) Teste 2: máximo de 5% das autocorrelações fora do intervalo de $\pm 2s(r_k)$

Neste teste, encontrou-se no grupo III apenas um valor fora do intervalo: $r_6 = -0,23233$.

- c) Teste 3: teste de Box-Pierce:

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{r_k^2}{(n - k)}$$

cujo valor de Q tem distribuição χ^2 com $k-p-q$ graus de liberdade (no caso, com $p=q$, χ^2 com k graus de liberdade) (KASSOUF, 1988).

Em todos os grupos o valor de χ^2 foi não significativo ao nível de 5%, para os lags 6, 12 e 18, com exceção do lag 6 no grupo III, onde o valor de $\chi^2 = 13,21$ apresentou-se significativo a 5% ($P < 0,04$).

Os resultados dos testes das autocorrelações, evidenciaram que os resíduos dos quatro modelos devem ser aceitos como ruído branco, não indicando nenhuma componente de tendência a ser eliminada. Logo, pode-se adotar os modelos já estimados para representar as chuvas trimestrais médias das 4 regiões.

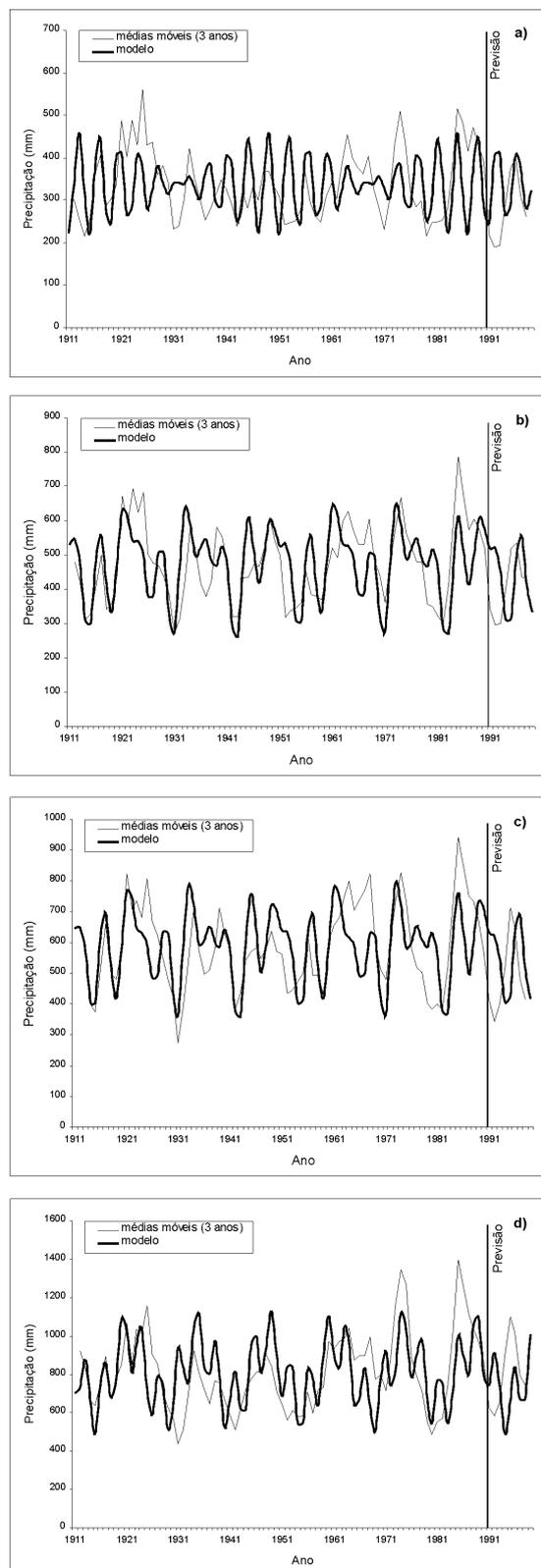


Figura 4. Médias móveis de 3 anos dos dados observados das médias trimestrais de cada grupo, valores estimados pelos modelos e previsão (1992-1995). 4a) grupo I; 4b) grupo II; 4c) grupo III; 4d) grupo IV.

Conclusões

De acordo com os objetivos e as condições do trabalho, pode-se concluir que:

- Os totais trimestrais apresentam homogeneidade de variâncias e normalidade aproximada, não necessitando de transformação prévia.
- As 20 estações são classificadas, pela análise de agrupamentos, em quatro regiões homogêneas quanto ao regime de chuvas.
- Os modelos propostos para os quatro grupos se constituem de duas ou três ondas senoidais, destacando-se em 75% deles, uma onda de 13 anos.
- Quanto ao ajuste, os modelos representam adequadamente a tendência dos dados e quanto à previsão de novos valores, não são muito precisos, principalmente nos grupos I e IV. As maiores discrepâncias entre os valores observados e estimados, ocorridas nos anos entre 1992 e 1995 podem ser atribuídas ao fenômeno do Dipolo do Atlântico Tropical, visto que neste período o efeito ENOS é considerado fraco.

Agradecimentos

Os autores agradecem à Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME) a gentileza no envio dos dados meteorológicos usados no desenvolvimento dos modelos e nos testes dos valores da previsão.

Um agradecimento é feito ao Meteorologista Flávio Varone Gonçalves, por sua colaboração no processamento das informações que permitiram completar as séries com falhas.

Referências bibliográficas

- AMARAL, E., BAPTISTA DA SILVA, J. Periodicidades ocultas e previsão de secas (comunicação preliminar). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 2., Pelotas, 1981. **Anais...** Pelotas : Sociedade Brasileira de Agrometeorologia / UFPel, 1981, 289 p., p. 263-269.
- BAPTISTA DA SILVA, J. **Tabela de probabilidades das precipitações pluviométricas máximas pentadais em Pelotas, RS.** Pelotas : UFPel, 1979, 114 p. Tese (Concurso para Professor Titular) - Universidade Federal de Pelotas, 1979.

- 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. Santa Maria, 1999.
- BECKER, C.T., BRAGA, C.C., CEBALLOS, J.C. Regionalização da precipitação e temperatura no Estado do Rio Grande do Sul a partir da análise de agrupamento. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 7., 1992. São Paulo, SP. **Anais...** São Paulo : Sociedade Brasileira de Meteorologia, 1992. 354 p. p. 225-229.
- BRAGA, C.C. Classificações de regiões pluviometricamente homogêneas através da análise multivariada. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 7., 1992, São Paulo, SP. **Anais...** São Paulo : Sociedade Brasileira de Meteorologia, 1992. 354 p. p. 238-242.
- BRAGA, C.C., SILVA, B.B. Determinação de regiões pluviometricamente homogêneas no Estado da Paraíba. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 6., 1990, Salvador, BA. **Anais...** Salvador : Sociedade Brasileira de Meteorologia, 1990. 276 p. p. 200-205.
- BLOOMFIELD, P. **Fourier analysis of time series**. New York : John Wiley & Sons Inc., 1976. 257 p.
- DINIZ, G.B. Séries temporais de irradiação solar: Recuperação de dados mediante componentes principais. Campina Grande : UFPB, 1994. 207 p. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Universidade Federal da Paraíba, 1994.
- FERRAZ, M.I.F. **Uso de modelos de séries temporais na previsão da série de precipitações mensais no município de Lavras, MG**. Lavras : UFLA, 1997. 97 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Lavras, 1999.
- GIRARDI, C., TEIXEIRA, L. **Prognóstico de período de seca para o Nordeste Brasileiro**. São José dos Campos : Centro Técnico da Aeronáutica - CTA/IAE, SP, 1978, 18 p. (Relatório Técnico ECA-06/78).
- GONÇALVES, F.V., KIM, I.S. Recuperação de dados meteorológicos do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., 1998, Brasília, DF. **Resumos...** Brasília : Sociedade Brasileira de Meteorologia, 1998. 101 p. p. 30.
- JENKINS, G.M. **Practical experiences with modelling and forecasting time series**. Jersey : Gwilym & Partners (overseas) Ltd., 1979, 146 p.
- KASSOUF, A.L. **Previsões de preços na pecuária de corte do Estado de São Paulo**. Piracicaba : USP, 1988. 124 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Universidade de São Paulo, 1988.
- MARKHAM, C.G. Apparent periodicities in rainfall at Fortaleza, Ceará, Brazil. **Journal of Applied Meteorology**, v. 13, n. 1, p. 176-179, 1974.
- MORETTIN, P.A., TOLOI, C.M.C. **Modelos para previsão de séries temporais**. Rio de Janeiro : Instituto de Matemática Pura e Aplicada, v. 1 e 2, 1981, 623 p.
- MORETTIN, P.A., MESQUITA, A.R, ROCHA, J.G.C. **Rainfall at Fortaleza, Ceará, Brazil, revisited**. São Paulo : Departamento de Estatística, IME/ Universidade de São Paulo, 1983, 33 p. (Relatório Técnico RT-MAE-8303).
- NÓBREGA, R.S., ARAÚJO, J.A.P., NETO, A.C.P. et al. O fenômeno El Niño e a influência conjunta do dipolo do Atlântico no Estado do Ceará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11., 2000, Rio de Janeiro, RJ. **Resumos...** Rio de Janeiro : Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2000. 128 p. p. 22.
- XAVIER, T.M.B.S., XAVIER, A.F.S., ALVES, J.M.B. et al. Climatologia da precipitação no Ceará e suas relações com eventos El Niño e La Niña (1900-1999). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11, 2000, Rio de Janeiro, RJ. **Resumos...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2000. 128 p. p. 33.