ISSN 0104-1347

Análise do comportamento das chuvas em algumas localidades do semi-árido do Nordeste Brasileiro¹

Analysis of behaviour of rainfall in some locations of semi-arid of Brazilian Northeast

João Baptista da Silva²; Felipe Böhm Cunha³; Sheila Radmman da Paz⁴ e Márcio Porto Basgalupp⁵

Resumo - Neste trabalho, foi estudado o comportamento dos totais de chuvas do trimestre março-abril-maio do semi-árido do Nordeste Brasileiro, a partir dos dados de 58 estações pluviométricas divididas quanto ao regime de chuvas em três regiões homogêneas definidas pela análise de agrupamento. Os dados seguiram aproximadamente a distribuição normal e puderam ser analisados diretamente, sem necessidade de qualquer tipo de transformação. A análise periodográfica das médias trimestrais, em cada grupo, permitiu estabelecer modelos compostos de 2 a 4 ondas senoidais, conforme o caso. As ondas de 13 e 4 anos destacaram-se em 66% dos grupos, confirmando resultados obtidos por outros autores. Os modelos representaram adequadamente o comportamento dos dados. Quanto à previsão, as análises não foram feitas em virtude da indisponibilidade de novos conjuntos de dados.

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

Abstract - In this paper, were studied the behaviour of rain totals on the quarter march-april-may of semi-arid of Northeastern Brasilian, the leave your data of 58 pluviometric stations, divided as to regime of rain, in 3 homogeneous regions were defined by using the cluster analysis technique. The data followed approximately the normal distribution and they could be analysed directly, without needing for any kind of transformation. The periodographic analysis of the quarterly means in each group allowed setting up models made with of 2 up 4 senoidal waves, according to each case. The 13-year and 4-year waves stood out in 66% of groups, thus confirming the results taken by other authors. The models displayed properly the behaviour of observed data. In respect of forecasting, analyses were not made, because the unavailability of new data sets.

Key words: cluster analysis, periodographic analysis, rainfall.

Introdução

A região Nordeste (NEB) ocupa 18,27% do território brasileiro, com uma área de 1.561.177,8 km², em que se localiza o semi-árido, com 841.260,9 km² de área, compreendendo os Estados da Bahia, Sergipe, Alagoas, Pernambuco, Paraíba, Rio Grande do Norte, Ceará e Piauí. O semi-árido, em que se pratica

agricultura de sequeiro, possuía em 1996, conforme pesquisas do IBGE (IBGE/1997 – PNAD: síntese de indicadores 1996), uma população de mais de 18 milhões de pessoas, as quais viviam na dependência climática, sendo obrigadas a se adaptarem às condições reinantes, já que essas são diretamente afetadas pelas prolongadas secas ocorridas no território em que vi-

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

²Engenheiro Agrônomo, Livre Docente, Doutor em Ciências, Bolsista do CNPq, Professor Titular (Aposentado) do Instituto de Física e Matemática (UFPel).

³Bacharel em Ciência da Computação, ex-bolsista do PIBIC/CNPq.

⁴Meteorologista, ex-bolsista do PIBIC/CNPq.

⁵Estudante do Curso de Bacharelado em Ciência da Computação da UFPel, Bolsista do PIBIC/CNPq.

vem. Essa região é atingida por diversas mudanças na circulação geral da atmosfera devido a fatores externos, tais como: as diferenças de temperatura superficial das águas do Atlântico Norte, que são mais quentes, e do Sul, que são mais frias; o deslocamento da zona de convergência Intertropical para o Hemisfério Norte em épocas previstas para permanência no Sul; o aparecimento do fenômeno conhecido como El Niño, caracterizado pelo aumento da temperatura no Oceano Pacífico Equatorial Leste, causando devastadoras estiagens que, combinadas com elementos naturais, como a topografia acidentada do Nordeste e a alta refletividade da crosta, inibem a formação de chuvas (Hastenrath & Heller, 1977; Markham & McLain, 1977; Moura & Shukla, 1981; Hastenrath, 1990 citados por ALVES, 2001).

A região Nordeste possui três períodos chuvosos bem definidos. O principal período da estação chuvosa da porção setentrional do NEB (região semi-árida) estende-se de fevereiro a maio. Na parte sul do Nordeste, que compreende o oeste e o centro-sul do Estado da Bahia, o extremo sul do Maranhão e o sul do Piauí, o período chuvoso é de outubro a março. No leste da Região Nordeste (Zona da Mata e Agreste), o período chuvoso vai de abril a agosto (CLIMA, 2003)

O problema da seca não é novo, nem exclusivo do Nordeste Brasileiro. Ocorre com freqüência, apresenta uma relativa periodicidade e pode ser previsto com uma certa antecedência. A seca incide no Brasil, assim como pode atingir a África, a Ásia, a Austrália e a América do Norte. A seca é o resultado da interação de vários fatores, alguns externos à região (como o processo de circulação dos ventos e as correntes marinhas, que se relacionam com o movimento atmosférico, impedindo a formação de chuvas em determinados locais) e de outros internos (como a vegetação pouco robusta, a topografia e a alta refletividade do solo) (FUNDAÇÃO JOAQUIM NABUCO, 2004).

Segundo BAPTISTA DA SILVA et al. (2001), 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), dentre outros, estudaram os totais de chuvas em Fortaleza - CE e, baseados na natureza periódica ou quase periódica das observações, encontraram algumas ondas senoidais relevantes, as quais permitiram inferências válidas. Todavia, 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 SIL-VA (1981) e BAPTISTA DA SILVA et al. (1999) estudaram o comportamento das secas nordestinas, buscando periodicidades de chuvas a partir dos totais de janeiro em Fortaleza - CE, para 132 anos de observações. Um modelo ajustado, constituído pelas quatro ondas de maior amplitude, representou adequadamente a tendência dos dados. Com os resultados deste trabalho, pôde-se avaliar a importância de uma ampliação da base informacional, isto é, substituir os totais mensais por bimestrais ou trimestrais (BAPTISTA DA SILVA et al.(2001) e BAPTISTA DA SILVA et al.(2003)). A dependência significativa da agricultura em relação ao comportamento das chuvas no semi-árido do Nordeste Brasileiro faz com que o regime pluviométrico seja estudado com atenção especial, principalmente no período de fevereiro a maio, responsável por mais de 60 % das chuvas anuais. Nessa região, observa-se a maior variabilidade interanual das chuvas, podendo chegar a valores anuais que oscilam entre ± 40% em torno da média, segundo Moura & Shukla (1981) citados por ALVES (2001).

A determinação de regiões pluviometricamente homogêneas, na busca da caracterização do comportamento de chuvas, é de extrema importância, como foi apresentado em BRAGA (1992), BECKER et al. (1992) e BRAGA & SILVA (1990) as quais utilizaram, para isso, técnicas de análise multivariada. No presente trabalho buscou-se estabelecer grupos de regiões homogêneas, quanto ao regime das chuvas trimestrais de marçoabril-maio, modelar as periodicidades apresentadas por cada grupo e verificar o ajuste dos modelos com os dados observados, para algumas localidades do semi-árido do Nordeste Brasileiro.

Material e métodos

Foram utilizados no estudo os totais de chuvas do trimestre março-abril-maio, obtidos dos totais mensais, registrados em 81 anos de observações (1911 – 1991), coletados em 58 estações pluviométricas, localizadas em todos os Estados da região semi-árida do Nordeste Brasileiro. Os registros foram cedidos pela Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos

Hídricos (FUNCEME) e oriundos das estações pluviométricas pertencentes ao INEMET, a SUDENE e a própria FUNCEME.

O interesse em utilizar dados trimestrais, embora muitos pesquisadores prefiram usar totais anuais de chuva, vem do fato de que existe uma desuniformidade do regime de chuva ao longo do ano, e a estação chuvosa ("inverno" nordestino) estendese de dezembro a julho. Dependendo da localidade, aproximadamente 60% das chuvas anuais concentram-se no trimestre março-abril-maio (ou na quadra fevereiro-março-abril-maio), o que foi verificado nos dados disponíveis.

Lacunas na série de dados foram preenchidas por um método baseado na regressão linear múltipla (DINIZ, 1994; GONÇALVES & KIM, 1998).Em seguida os dados foram classificados através da análise de agrupamento (método aglomerativo hierárquico de Ward), em grupos homogêneos quanto ao regime das chuvas.

Verificando a existência de homogeneidade de variâncias e distribuição aproximadamente normal (JENKINS, 1979), as médias trimestrais, calculadas em cada um dos grupos homogêneos, foram submetidas aos testes de Cochran (homogeneidade de variâncias) (DIXON & MASSEY Jr., 1969), de Qui-Quadrado (normalidade) e de Kolmogorov-Smirnov (KS) (normalidade) (ASSIS, 1981). Para o teste de Cochran, os 81 valores foram divididos em 9 grupos de 9 dados e estimadas a média e a variância de cada grupo, em que a maior variância foi comparada com

as somas das variâncias dos grupos (
$$C = \frac{s^2 m ax}{\sum s^2}$$
)

e, posteriormente testada a sua significância em nível de probabilidade de 5 %.

Os periodogramas estimados pela Transformada de Fourier Discreta (MORETTIN et al., 1983) indicaram, pelos picos no gráfico, as ondas senoidais mais destacadas, sendo essas selecionadas para compor os modelos em função de suas magnitudes. Os modelos são expressos por:

$$Z_{t} = \mu + \sum_{i} [A_{j}\cos?_{j}t + B_{j}sen?_{j}t] + e_{t}$$
 (1)

em que Z_t é a precipitação trimestral; ω_j a freqüência angular da j-ésima onda; e_t o resíduo; μ , A e B são os parâmetros cujas estimativas são obtidas por:

$$\hat{\mathbf{m}} = \sum_{i} Z_{i} / n = \overline{Z}, \tag{2}$$

$$\hat{A} = (2/n) \sum_{t} (Z_{t} - \overline{Z}) \cos wt, \qquad (3)$$

$$\hat{B} = (2/n) \sum_{t} (Z_{t} - \overline{Z}) \operatorname{sen} \mathbf{w}t, \tag{4}$$

para t = 1, 2, 3, ..., (n-1).

Estimando-se as séries por meio dos modelos propostos, pode-se avaliar o ajuste com os dados observados pela análise dos resíduos, teste t, coeficiente de correlação e médias móveis. A análise dos resíduos, por meio de suas funções de autocorrelação (r_k) , para cada um dos modelos, foi realizada pelo uso de três testes, de modo a verificar a existência de ruído branco (MORETTIN & TOLOI, 1981):

Teste 1 – máximo de 5% das autocorrelações fora do

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

Teste 2 – máximo de 5% das autocorrelações fora do

intervalo de
$$\pm 2\mathbf{s}(r_k)$$
.

Teste 3 - teste de Box-Pierce (BOX et al., 1994),

$$Q = n(n+2)\sum_{k=0}^{\infty} r_k^2 / n_{k}$$
, sendo que o valor de

Q tem distribuição de χ^2 , com k-p-q graus de liberdade (KASSOUF, 1988).

Embora os indicadores estatísticos MBE (mean bias error) e RMSE (root mean square error) 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. Quanto menor o valor de t melhor a performance do modelo na representatividade dos dados observados, a um certo nível de significância.

O teste t é expressado por t = [(n-1)MBE 2 / (RMSE 2 – MBE 2)] $^{1/2}$, sendo e , em que Z_{oi} são os

valores observados e Z_{ei} os valores estimados pelo modelo

O coeficiente de correlação linear e as médias móveis ajudam na visualização dos modelos na expressão do comportamento dos dados.

Uma avaliação dos modelos quanto à previsão não pôde ser feita em virtude da indisponibilidade de uma nova série de dados de todas as localidades, visto que as insistentes solicitações só foram atendidas por pequena parte delas.

Resultados e discussão

Na Figura 1 pode-se visualizar a distribuição dos grupos pluviometricamente homogêneos, segundo o método de agrupamento hierárquico aglomerativo de Ward: o grupo I, com 25 estações, localizado mais no interior e apresentando uma média de 295,11 mm; o grupo II, com 27 estações, ocupando uma posição intermediária e com uma média de 508,30 mm; e o grupo III, com 6 estações, localizado no litoral e com média de 791,56 mm . As estações foram divididas da seguinte maneira:

Grupo I (25 estações): Irauçuba (IRA), Jardim de Angicos (JAA), Angicos (ANG), Currais Novos (CUR), Assaré (ASS), Tauá (TAU),

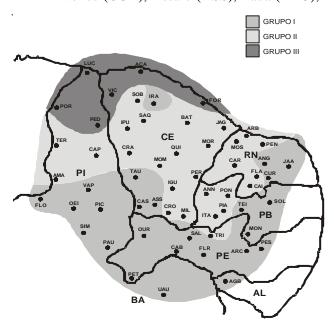


Figura 1. Classificação das regiões pluviometri-camente homogêneas realizada pelo método de agrupamento hierárquico Ward com chuvas trimestrais de algumas localidades do Nordeste do Brasil

Valença do Piauí (VAP), Campos Sales (CAS), Floriano (FLO), Soledade SOL), Teixeira (TEI), Monteiro (MON), Ouricuri (OUR), Picos (PIC), Simplício Mendes (SIM), Oeiras (OEI), Pesqueira (PES), Arcoverde (ARC), Floresta (FLR), Cabrobó (CAB), Salgueiro (SAL), Paulistana (PAU), Água Branca (AGB), Uauá-Açude (UAU), Petrolina (PET).

Grupo II (27 estações): Sobral (SOB), Jaguaruana (JAG), Areia Branca (ARB), Ipueiras (IPU), Santa Quitéria (SAQ), Baturité (BAT), Pereiro (PER), Pendências (PEN), Caraúbas (CAR), Mossoró (MOS), Morada Nova (MOR), Mombaça (MOM), Quixeramobim (QUI), Crateús CRA), Castelo do Piauí (CAP), Terezina (TER), Florania (FLA), Caicó (CAI), Pombal (POM), Antenor Navarro (ANN), Iguatú (IGU), Amarante (AMA), Piancó (PIA), Milagres (MIL), Itaporanga (ITA), Triunfo (TRI), Crato (CRO).

Grupo III (6 estações): Acarau (ACA), Luiz Corrêa (LUC), Pedro II (PED), Fortaleza (FOR), Viçosa do Ceará (VIC), Porto (POR).

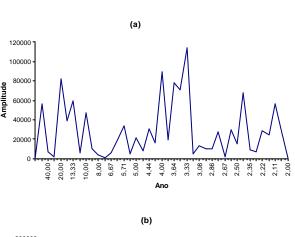
As médias das chuvas trimestrais dos 3 grupos indicam que eles estão dispostos progressivamente do interior (grupo I) para o litoral (grupo III), conforme era previsto. A localidade de Irauçuba, classificada no grupo I, cria uma descontinuidade entre os grupos, o que pode ser explicado por um possível microclima existente na região que a situa desta maneira, por suas condições orográficas (altitude, solos secos e erodidos, rios secos e vegetação devastada). Os resultados do teste de Cochran indicaram os valores de $C_1 = 0.1785$, $C_{II} = 0.1783$ e $C_{III} = 0,2475$, todos não-significativos a 5% ($C_{0.05:8} =$ 0,2768). Quanto à normalidade, o teste de χ^2 apresentou valores de $\chi^2_{\ \text{I}}$ = 6,64, $\chi^2_{\ \text{II}}$ = 1,51 e $\chi^2_{\ \text{III}}$ = 2,93, todos não significativos a 5% ($\chi^2_{0.05:4} = 9,49$). O teste de KS, em nível de probabilidade de 5%, apresentou os valores de $DN_1 = 0,0964$, $DN_{11} = 0,0479$ e DN_{III} = 0,0958, todos não-significativos também. Portanto, os resultados comprovaram a existência dessas propriedades nos dados dos três grupos. Diante disso, não é necessária nenhuma transformação prévia dos dados.

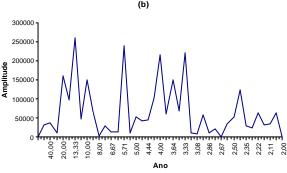
Usando a Transformada de Fourier Discreta, submeteu-se a uma análise periodográfica os dados médios das estações pluviométricas de cada grupo, visto representarem séries estacionárias (sem tendência), conforme pode-se ver na Figura 3.

Os picos indicados no periodograma (Figura 2) sugerem as possíveis periodicidades existentes e as ondas senoidais correspondentes, selecionadas por suas magnitudes, estão caracterizadas por suas frequências e os coeficientes do cosseno e do seno, apresentados na Tabela 1.

Consequentemente, os modelos selecionados para os grupos foram os seguintes:

Grupo I:





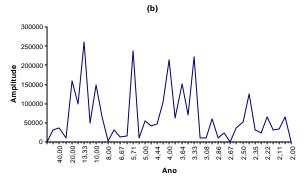


Figura 2. Periodogramas para os três grupos pluviometricamente homogêneos. I(a), II(b) e III(c).

 $\hat{Z}_{t} = 295,110 - 9,328\cos(0,314 \text{ t}) - 43,583\sin(0,314 \text{ t}) - 40,641\cos(1,571 \text{ t}) - 22,691\sin(1,571 \text{ t}) + 30,863\cos(1,904 \text{ t}) + 8,751\sin(1,904 \text{ t})$

Grupo II

 $\hat{Z}_{t} = 508,295 + 38,111\cos(0,472t) - 71,317\sin(0,472t) - 75,831\cos(1,102t) - 10,764\sin(1,102t) - 67,902\cos(1,571t) + 27,654\sin(1,571t) + 46,666\cos(1,904t) + 12,834\sin(1,904t)$

Grupo III

 $\hat{Z}_t = 791,963 + 70,687\cos(0,079 t) - 84,583\sin(0,079 t)$ $38,913\cos(0,472 t) - 120,037\sin(0,472 t) 144,094\cos(1,745 t) - 67,263\sin(1,745 t)$

t=0, 1, ..., 80 anos.

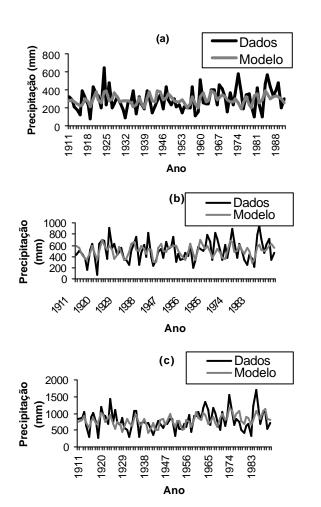


Figura 3. Comparação de dados observados das médias trimestrais e valores estimados pelos modelos, para os grupos pluviometricamente homogêneos. I(a), II(b) e III(c).

Grupo	μ	Período (anos)	Freqüência	Â	ĥ
	_	20	0.31/	-0 378	_//3 583
T	205 110	Λ	1 571	<i>_</i> 40 641	₋ 22 601
		3,3	1,904	30,863	8,751
II	508,295	13,3 5,7 4 3,3	0,472 1,102 1,571 1,904	38,111 75,831 -67,902 46,666	-71,317 -10,764 27,654 12,834
III	791,963	80 13,3 3,6	0,079 0,472 1,745	70,687 38,913 -144,094	-84,583 -120,037 -67,263

Tabela 1. Estimativas das freqüências e dos coeficientes do cosseno(A) e do seno(B) obtidas a partir do periodograma das chuvas médias trimestrais dos três grupos homogêneos.

As ondas de 13 anos e de 4 anos aparecem em 66% dos grupos. Também em BAPTISTA DA SILVA et al. (2001), em estudo semelhante para o Estado do Ceará, essas duas ondas estiveram presentes em 75% dos quatro grupos constituídos. Em relação a onda de 13 anos, a mesma já foi detectada por outros autores (MARKHAM, 1974; GIRARDI & TEIXEIRA, 1978; MORETTIN et al., 1983) ao trabalharem com os totais anuais de Fortaleza. Sem nenhuma intenção de comparar essas situações, apenas constatou-se o ocorrido, alertando que maiores esclarecimentos devem ser obtidos desde estudos mais aprofundados.

Pode-se observar, na Figura 3, que o acordo entre o modelo e os valores observados apresenta—se como razoável, para a maioria dos anos, nos 3 grupos, tendo em vista a proximidade das linhas que representam os dados observados e os estimados, embora as maiores discrepâncias nas observações não sejam acompanhadas, em geral, pelos dados estimados, como é comum acontecer em trabalhos que usam este tipo de modelo (MORETTIN et al, 1983). Este acordo sugerido pelo gráfico verificou-se objetivamente nos testes.

Os resultados da análise dos resíduos foram os seguintes:

Teste 1 – apenas no grupo II um valor, r_6 = -0,26113, ficou fora do intervalo $\pm 0,2222$ (5% das autocorrelações).

Teste 2 – apenas no grupo II o valor r_6 = -0,26113 ficou fora do intervalo (5% das autocorrelações) (Tabela 2).

Teste $3 - o \chi^2$ não foi significativo a 5% para nenhum dos lags 6, 12 e 18, em todos os grupos (Tabela 3).

Os valores de χ^2 , para os lags de 6, 12 e 18 anos, com 5, 11 e 17 graus de liberdade, respectivamente, foram não-significativos em nível de probabilidade de 0,05, visto que a menor probabilidade registrada foi de 0,169 para o lag 18 no grupo I (Tabela 3). Isso significa que os resíduos formam uma série aleatória independente, com distribuição normal, com média zero e variância constante (ruído branco).

Tendo em vista os resultados dos três testes, os resíduos podem ser reconhecidos como ruído branco, não indicando nenhuma outra componente a ser eliminada, garantindo assim a adoção dos modelos estimados para representar as chuvas trimestrais médias das três regiões.

O teste t resultou nos valores de 0,015955, 0,081014 e 0,042078 para os grupos I, II e III, respectivamente. Todos os valores foram nãosignificativos ao nível de 5% ($t_{0,05;80}$ =1,99), indicando a adequada performance dos modelos na representação dos dados.

O coeficiente de correlação linear simples, entre os valores observados e os estimados pelos modelos, apresentou—se como positivo e significativo em nível de 1% para todos os grupos ($r_I = 0,4336$; $r_{II} = 0,5498$; $r_{III} = 0,5724$), indicando que eles têm comportamentos concordantes. A comparação entre as médias móveis de nove anos dos dados observados e dos valores estimados pelo modelo, permite-nos ver mais nitidamente que os modelos, de modo geral,

Tabela 2	Autocorrelações	estimadas a	partir do	s resíduos	dos n	nodelos,	dos três	grupos	homogêneos,	para os 20
	primeiros lags,	com os erros	s padrões	das estima	tivas.					

	Grupo I		G	rupo II	Grupo III		
Lag	Correlação	⁽¹⁾ Erro Padrão	Correlação	Erro Padrão	Correlação	Erro Padrão	
1	-0,08573	0,111111	0,02600	0,111111	0,14784	0,111111	
2	-0,01276	0,111925	-0,00393	0,111186	0,00867	0,113514	
3	0,06265	0,111943	0,06925	0,111188	-0,03457	0,113522	
4	0,13891	0,112375	0,10360	0,111719	0,12624	0,113652	
5	-0,13653	0,114475	-0,15352	0,112899	-0,08787	0,115370	
6	-0,10165	0,116468	(2)-0,26113	0,115448	-0,09952	0,116193	
7	0,09329	0,117558	0,03634	0,122523	-0,10936	0,117241	
8	-0,03794	0,118468	-0,04387	0,122656	-0,09635	0,118493	
9	-0,13407	0,118618	-0,08333	0,122849	-0,01415	0,119457	
10	0,20902	0,120475	0,12448	0,123545	0,08818	0,119477	
11	0,13451	0,124871	-0,02729	0,125084	0,04718	0,120278	
12	-0,01319	0,126648	-0,08575	0,125157	-0,09387	0,120507	
13	0,07875	0,126665	-0,12853	0,125881	-0,03524	0,121406	
14	0,16399	0,127268	0,08459	0,127490	-0,11586	0,121532	
15	0,00062	0,129850	-0,01000	0,128181	-0,14055	0,122888	
16	-0,18167	0,129850	-0,20015	0,128191	-0,17767	0,124857	
17	0,17051	0,132951	0,12377	0,131993	0,11509	0,127940	
18	0,02776	0,135624	0,12458	0,133418	-0,04365	0,129212	
19	-0,01340	0,135694	0,01990	0,134846	-0,06714	0,129394	
20	-0,08410	0,135710	0,06676	0,134882	0,06928	0,129823	

⁽¹⁾ Pela fórmula de aproximação de Bartlett (BOX et al., 1994).

representaram, de forma adequada, o comportamento dos dados nos 3 grupos. Os modelos são crescentes ou decrescentes, acompanhando aos dados observados para a maioria dos anos, em todos os grupos, com exceção do período de 1953-1966, nos grupos I e II e do período de 1964-1973, no grupo III, no qual aparecem discordâncias (Figura 4).

No período de 1953-1966 ocorreram cerca de onze La Niña (LN) e El Niño (EN) sendo mais de 50% deles considerados fortes (LN: 1954-1956; EN: 1957-1959). De 1964 a 1973, das doze ocorrências apenas 25% foram classificadas como fortes (LN: 1973; EN: 1972-1973). Sabe-se que estes fenômenos meteorológicos sempre afetam o regime das chuvas na região nordestina, aumentando (LN) ou diminuindo (EN) os volumes precipitados.

Conclusões

De acordo com os objetivos e as condições do trabalho, as conclusões permitidas foram:

- As 58 estações foram classificadas, pela análise de agrupamentos, em três regiões homogêneas pluviometricamente, sendo que o grupo com média trimestral maior localiza-se no litoral e o de menor no interior.
- Os totais trimestrais apresentaram homogeneidade de variâncias e normalidade aproximada, não necessitando de transformação prévia.
- Os modelos propostos para os três grupos se constituíram de duas ou três ondas senoidais, destacando-se em 66% deles, uma onda de 13 anos e uma de 4 anos.

Tabela 3. Valores de χ^2 do teste de Box-Pierce (Q) nos lag de 6, 12 e 18 anos, para os três grupos homogêneos.

	Grupo I		Gru	іро II	Grupo III		
Lag	χ^2	⁽¹⁾ p	χ^2	p	$\chi^{^2}$	p	
6	5,23	0,575	9,61	0,142	4,91	0,556	
12	13,72	0,319	12,89	0,383	8,68	0,730	
18	23,58	0,169	22,58	0,207	17,02	0,522	

⁽¹⁾Probabilidade do valor de qui-quadrado (χ^2).

⁽²⁾ Significativo a 5 $\frac{1}{\%}$.

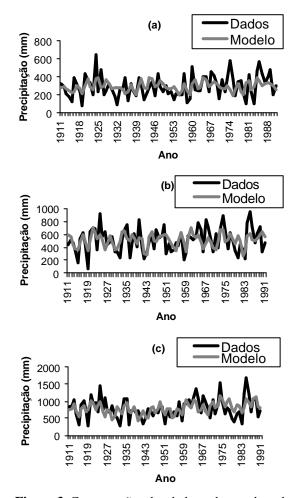


Figura 3. Comparação de dados observados das médias trimestrais e valores estimados pelos modelos, para os grupos pluviometricamente homogêneos. I(a), II(b) e III(c).

 Os modelos representaram adequadamente os comportamentos das observações dos três grupos pluviometricamente homogêneos.

Referências bibliográficas

ALVES, J.M.B. Aspectos climatológicos do Nordeste Brasileiro com ênfase a região semi-árida: principais causas da variedade pluviométrica interanual. 1º Simpósio sobre captação de água de chuva no semi-árido brasileiro. Disponível em: www.netcap.com.br. Acessado em: maio/2001.

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.

ASSIS, F.N.; ARRUDA, H.V.; PEREIRA, A.R. **Aplicações de Estatística à Climatologia. Teoria e Prática.** Pelotas: Editora Universitária da Universidade Federal de Pelotas, 1996, 161 p.

BAPTISTA DA SILVA, J.; CUNHA, F.B., ; NETO, W.P. Modelagem das chuvas trimestrais por regiões homogêneas no Estado do Ceará. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 317-324, 2001.

BAPTISTA DA SILVA, J. et al. Modelagem das chuvas trimestrais no semi-árido do Nordeste Brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 13., 2003, Santa Maria, RS. Anais..., Santa Maria: Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, 2003. 1154 p., p. 869-870.

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.

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.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M.; REINSEL, G.C. **Time series analysis. Forecasting and control**. New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 3. ed., 1994, 598 p.

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.

CLIMA. **Reunião de Análise Climática**, 6 - As chuvas no período de fevereiro a maio (FMAM) sobre o norte do Nordeste do Brasil foram de normal a abaixo da média. Disponível em: www.cptec.inpe.br/clima/boletins/bolpara.shtml, acessado em: junho/2003.

DINIZ, G.B. Séries temporais de irradiação solar: Recuperação de dados mediante componentes principais. Campina Grande: UFPB, 1994. 207 p.

(Dissertação de Mestrado) - Universidade Federal da Paraíba, 1994.

DIXON,W J.; MASSEY Jr., F.J. Introduction to statistical analysis. Tokio: McGraw-Hill Kogakusha Ltda, 1969, 639 p.

FUNDAÇÃO JOAQUIM NABUCO. **Pesquisa Escolar. Seca no Nordeste Brasileiro**.Disponível em: www.fundaj.gov.br/docs/pe/pe0114.html, acessado em: setembro/2004.

GIRARDI, C.; TEIXEIRA, L. **Prognóstico de período de seca para o Nordeste Brasileiro**. Centro Técnico da Aeronáutica - CTA/IAE, São José dos Campos, 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.

HASTENRATH, S.; HELLER, L. Dynamics of climatic hazards in northeast Brazil. **Quartely Journal Royal Meteorological Society**, UK, v. 103, n. 435, p. 77-92, 1977.

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, 1998. 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**, Boston, v. 13, n. 1, p. 176-179, 1974.

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).

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 v. 2), 1981. 623 p.

MOURA, A.D.; SHUKLA, J. On the dynamics of droughts in northeast Brazil. Observations, theory and numerical experiments with a general circulation model. **Journal of the Atmospheric Sciences**, Boston, v. 38, n. 7, p. 2653-2675, 1981.