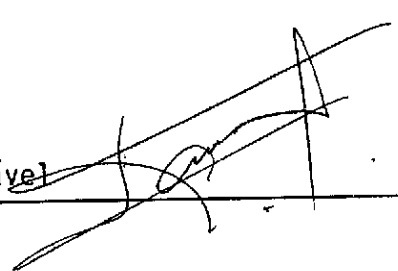


1. Publicação nº INPE-2344-RPE/407	2. Versão	3. Data Março, 1982	5. Distribuição ☐ Interna ☒ Externa ☐ Restrita
4. Origem DME/DMP	Programa METEOROLOGIA BÁSICA		
6. Palavras chaves - selecionadas pelo(s) autor(es) CHUVA DE FORTALEZA MODELO DE PREVISÃO ANÁLISE ESTATÍSTICA			
7. C.D.U.: 551.577.38(812/814)			
8. Título PREVISÃO DE SECAS NO NORDESTE PELO MÉTODO DAS PERIODICIDADES: USO E ABUSOS		10. Páginas: 67	
		11. Última página: B.1	
9. Autoria Carlos Afonso Nobre Horácio H. Yanasse Corina C. F. Yanasse		12. Revisada por Carlos A. Cappelletti	
Assinatura responsável 		13. Autorizada por Nelson de Jesus Parada Diretor	
14. Resumo/Notas Apresenta-se uma análise estatística da longa série dos totais anuais de precipitação de Fortaleza, Ceará (1849-1978). Vários testes estatísticos aplicados à série mostraram que os dados não podem ser considerados não-correlacionados ao nível de 95% de confiabilidade. Comprovou-se a existência de duas periodicidades, estatisticamente significativas, com períodos de aproximadamente 13 e 26 anos. Com base nessas periodicidades, formulou-se um modelo de previsão do total anual de chuva para Fortaleza. Estas duas periodicidades explicaram somente 24% da variância da série. Várias limitações deste modelo de previsão foram discutidas. Concluiu-se que o grau de incerteza no prognóstico de secas no Nordeste do Brasil pelo método das periodicidades, é alto; portanto, qualquer previsão dada por tal modelo deve ser analisada com muita cautela.			
15. Observações			

" It is of great importance not to issue forecasts that are not fairly sure to prove correct; otherwise the public will not learn to place confidence in such work. And as the simplest forecast is that the rainfall of a season is likely to be in defect or in excess, I hold that such a forecast should not be made unless the chances are 4:1 in its favour."

Sir Gilbert Walker, a propósito da previsão da anomalia de chuva do Nordeste (Walker, 1928).

AGRADECIMENTOS

Gostaríamos de expressar nossos agradecimentos ao Dr. Antonio D. Moura pela discussão inicial do problema; aos Profs. William Dunsmuir, do Departamento de Matemática, e Edward N. Lorenz, do Departamento de Meteorologia, do M.I.T., pelas discussões e sugestões; e ao Departamento de Meteorologia do M.I.T., por possibilitar-nos o uso de seu Centro de Computação.

A realização do presente estudo foi, em parte, amparada financeiramente pela Bolsa de Estudo nº 55576 da OEA (Carlos A. Nobre) e Bolsa de Estudo nº 1112-0684/76 do CNPq (Horácio H. Yanasse).

ABSTRACT

Statistical analysis of Fortaleza, Ceará, Brazil rainfall series is presented (1849 - 1978). Several tests for white noise showed that the series is not uncorrelated at 95% confidence level. Periodicities of approximately 13 and 26 years were found to be statistically significant. A forecasting model based on these periodicities was built. It is seen that the two periodicities explained only 24% of the series' variance. Several limitations of such a forecasting model were discussed. It was concluded that the uncertainties involved in drought forecasting in northeastern Brazil based on this model are high. Therefore it is recommended that these drought forecasts be viewed with great care.

SUMÁRIO

	<u>Pag.</u>
LISTA DE FIGURAS	<i>ix</i>
LISTA DE SÍMBOLOS	<i>xi</i>
<u>CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO</u>	1
<u>CAPÍTULO 2 - BREVE HISTÓRICO DOS MÉTODOS DE PREVISÃO</u>	5
<u>CAPÍTULO 3 - PREPARAÇÃO DOS DADOS</u>	9
3.1 - Fonte de dados	9
3.2 - Meses sem dados	9
3.3 - Ano hidrológico	9
<u>CAPÍTULO 4 - TESTES ESTATÍSTICOS DA SÉRIE DE DADOS</u>	13
4.1 - Teste de normalidade	13
4.2 - Teste das autocorrelações para ruído branco	15
4.3 - Teste de Kolmogorov-Smirnov para ruído branco, baseado no periodograma	15
4.4 - Teste de Fisher	18
4.5 - Teste para ruído branco, usando-se o espectro estimado .	21
<u>CAPÍTULO 5 - PROGNÓSTICO DE ANOMALIAS DE PRECIPITAÇÃO NO NOR DESTE BRASILEIRO</u>	27
5.1 - Representatividade dos dados de Fortaleza	27
5.2 - Modelo de previsão	35
5.3 - Comparação com outros estudos	39
5.4 - Limitações do modelo de previsão	40
<u>CAPÍTULO 6 - CONCLUSÕES</u>	43
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	45
APÊNDICE A - TOTAIS MENSAIS DE PRECIPITAÇÃO DE FORTALEZA PARA O PERÍODO 1849-1978	
APÊNDICE B - MÉDIAS E DESVIOS-PADRÕES DOS TOTAIS MENSAIS DE PRECIPITAÇÃO PARA FORTALEZA (1849-1978)	

LISTA DE FIGURAS

	<u>Pag.</u>
1.1 - Distribuição espacial do mes no qual a precipitação média mensal atinge o máximo. Dados do período 1931-1960	3
3.1 - Distribuição anual de precipitação para Fortaleza. Dados do período 1849-1978	11
4.1 - Histograma dos totais anuais de precipitação para Fortaleza. Dados do período 1849-1978	14
4.2 - Autocorrelações da série dos totais anuais de precipitação para Fortaleza. Dados do período 1849-1978	16
4.3 - Periodograma cumulativo para o teste de Kolmogorov-Smirnov para ruído branco	19
4.4 - Estimativas espectrais suavizadas para a série dos totais anuais de precipitação de Fortaleza	25
5.1 - Distribuição de estações do Nordeste	32
5.2 - Totais anuais de precipitação para Fortaleza	38
5.3 - Estimativas espectrais suavizadas para a série dos totais mensais de precipitação de Fortaleza, após remoção do ciclo anual, plotadas numa escala logarítmica	41

1

2

3

4

5

6

7

8

9

10

11

12

13

14

15

16

17

18

19

20

21

LISTA DE SÍMBOLOS

a_0	- primeiro termo da série de Fourier
a_k	- coeficiente da série de Fourier
A	- constante
A_1, A_2	- constantes
b	- largura de banda
b_k	- coeficiente da série de Fourier
B	- constante
B_1, B_2	- constantes
c	- constante
$\bar{C}(f)$	- estimador de espectro
D_n^*	- estatística utilizada para o teste Kolmogorov-Smirnov
f_{NI}	- frequência de Nyquist
f_1, f_2	- frequências
$F(x), F^*(x)$	- função distribuição da variável aleatória x
g	- constante
G_k	- estatística utilizada para o teste de Fisher
$G_{(k)}$	- estatística ordenada utilizada para o teste de Fisher
H_0	- hipótese nula
H_1	- hipótese alternativa
$I_n(\omega_k)$	- ordenada ao periodograma na frequência ω_k
m	- constante
M	- número máximo de "lags"
n	- número de pontos da série
OQB	- oscilação quase-bienal
p	- probabilidade

q	- constante
r_1	- autocorrelação estimada de "lag" 1
t	- tempo
t_0	- constante
$T(f)$	- espectro
TSO	- temperatura da superfície do oceano
u	- tempo
$W_p(u)$	- função peso
$W_p(f)$	- kernel
x	- variável aleatória
$\bar{x}$	- média amostral
x_t	- variável aleatória
$X(t)$	- variável aleatória
$\hat{X}_t$	- valor estimado de X_t
Z	- afastamento da média normalizada pelo desvio padrão
α	- nível de significância
δ	- constante do modelo auto-regressivo
$\hat{\delta}$	- estimador de δ
ν	- número de graus de liberdade
ϵ_t	- variável aleatória
ϕ	- coeficiente do modelo auto-regressivo
$\hat{\phi}$	- estimador de ϕ
μ	- média populacional
$\hat{\mu}$	- média estimada
σ	- desvio padrão
$\hat{\sigma}$	- desvio padrão estimado

σ^2	- variância
$\hat{\sigma}_r$	- desvio padrão do resíduo
ω_k	- frequência de Fourier
ω_1, ω_2	- frequência ($2\pi f_1, 2\pi f_2$)



CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

Devido à extrema variabilidade espacial e temporal da chuva de grande parte do Nordeste brasileiro, assolado recursivamente por secas e inundações, este problema configura-se como uma das questões mais importantes, possivelmente a mais crucial, da meteorologia brasileira. Acredita-se que o estabelecimento de um modelo operacional de prognóstico de estação chuvosa deficiente ou em excesso, com previsões fornecidas com antecedência de pelo menos alguns meses em relação aos meses de maior precipitação, serviria ao propósito do governo e de particulares de se precaverem e de planejarem medidas destinadas a minorar os efeitos adversos, tantas vezes devastadores, das grandes estiagens e inundações sobre as populações e economias locais. Muitos pesquisadores têm se dedicado a este objetivo, fazendo com que o problema das secas do Nordeste (NE) continue a ser, o assunto mais estudado e debatido da meteorologia brasileira.

O sucesso alcançado até o presente na previsão deste fenômeno meteorológico tem sido bastante modesto, se medido pelo critério de 80% de acerto nas previsões, de acordo com a citação inicial deste trabalho. Entretanto, estudos recente (Markhan and McLain, 1977; Hastenrath and Heller, 1977; Moura and Shukla, 1981), que procuram investigar as causas físicas da variabilidade das chuvas do NE, têm fornecido indícios de que talvez se torne realidade, num futuro não muito distante, a utilização de um modelo de previsão operacional e confiável. Padrões típicos de anomalia de temperatura de superfície do oceano (TSO) no Atlântico Tropical parecem indicar a possibilidade de dizer, em novembro ou dezembro de um dado ano, se as chuvas de "inverno"* do

* *Inverno nas regiões tropicais do Norte e Nordeste do Brasil refere-se aos meses de maior chuva e não o inverno relativo ao movimento solar (junho, julho e agosto no Hemisfério Sul).*

próximo ano têm alta probabilidade de serem abundantes, escassas ou próximas à média para a região semi-árida do NE.

Visando estabelecer uma melhor compreensão do fenômeno meteorológico do NE, é interessante subdividir a região em três áreas geográficas distintas, de acordo com o regime de chuva predominante em cada uma delas (Figura 1.1). Na parte mais setentrional do NE, o máximo anual das chuvas se dá no mês de março; na parte mais meridional, o pico das chuvas ocorre em dezembro; e na região costeira do Rio Grande do Norte à Bahia, em maio recebe o maior volume de chuvas. Estes regimes distintos foram discutidos por Strang (1972), Hastenrath and Heller (1977) e Kousky (1979, 1980a). A variabilidade espacial e temporal da chuva no NE é enorme. Por exemplo em 1919 e 1958, anos de grande seca nas partes central, norte e costeira do NE, foram anos de precipitação acima da média na parte sul da região; com relação à variabilidade em tempo, basta citar os anos de 1919 e 1924, anos de seca e muita chuva, respectivamente. Algumas estações receberam apenas 10% da precipitação normal em 1919 e, em contraste, até 300% do valor normal em 1924 (Kousky and Chu, 1978). Para efeito deste estudo, a anomalia de precipitação será entendida como aquela pertinente à região setentrional do NE, sendo o estado do Ceará um representante típico desta área.

Por ser o objetivo deste trabalho a análise estatística dos dados de chuva de Fortaleza, Ceará (veja a localização na Figura 1.1), estação sujeita ao regime de chuva com máximo em março-abril, as conclusões deste trabalho não devem necessariamente ser válidas para regiões do NE sujeitas a outros regimes pluviométricos. Dada a variabilidade natural dos dados de precipitação de um local para o outro, e de um para outro no mesmo local, deve-se ter cuidado quanto à extrapolação de conclusões, até mesmo para regiões sujeitas ao mesmo regime que Fortaleza.

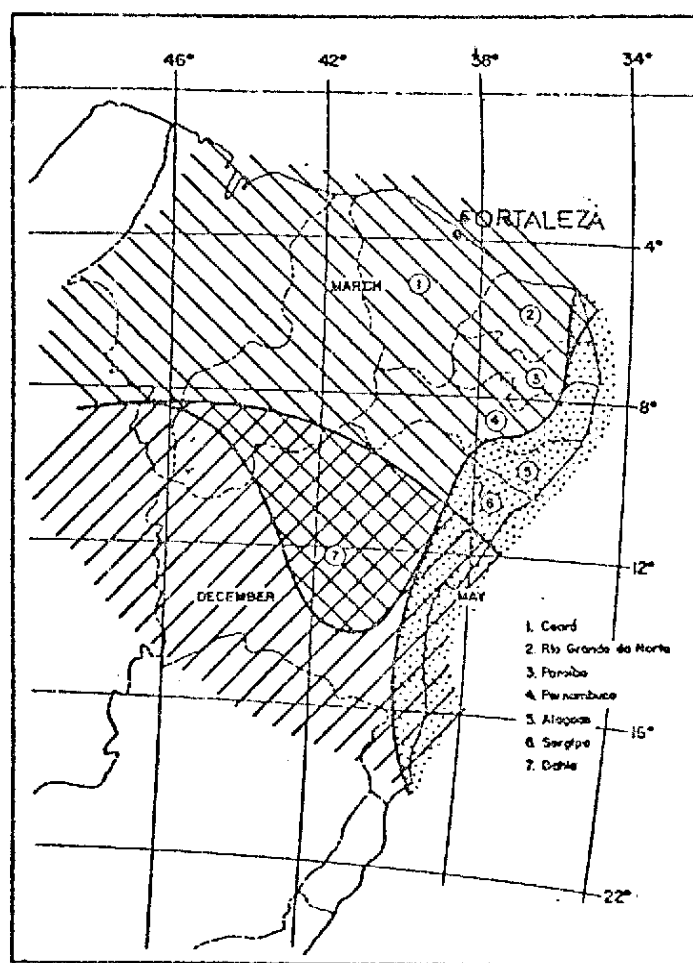


Fig. 1.1 - Distribuição espacial do mes no qual a precipitação média mensal atinge o máximo. Dados do período 1931-1960.

FONTE: Kousky (1979).

A abordagem do problema das causas físicas das anomalias de precipitação no NE pode ser subdividida. Por um lado, faz-se necessário explicar porque a região é semi-árida na média e, por outro lado, o porque da alta variabilidade interanual da precipitação na região. Apesar da grande variabilidade temporal das chuvas ser, em grande parte, reflexo do fato da região ser semi-árida, as causas físicas da semi-aridez não são necessariamente as mesmas responsáveis pela grande variabilidade das chuvas de um ano para outro, que causa secas e inundações. Enquanto um número razoável de estudos focalizou a questão mais premen-

te da variabilidade temporal das chuvas, pouca atenção tem sido dada à questão da climatologia do NE. Nesse sentido, excessão é o estudo de Gomes Filho (1979), que procura estudar a influência da topografia e do albedo diferencial na perpetuação das condições de semi-aridez. Entender as causas físicas da semi-aridez é parte do trabalho de tese que o primeiro autor deste estudo desenvolve no Massachusetts Institute of Technology.

Neste trabalho proceder-se-á à análise estatística da longa e já clássica série dos totais anuais de chuva de Fortaleza para o período 1849-1978, com o intuito principal de dirimir dúvidas levantadas por estudos anteriores (Markhan, 1974; Jones and Kearns, 1976; Girardi e Teixeira, 1978; e Strang, 1979) no que tange à possibilidade de utilização de periodicidades aparentes, observadas nesta série, para a previsão de secas no NE. Porém, antes de passar à análise estatística propriamente dita, far-se-á uma breve revisão dos métodos de previsão propostos até o presente e algumas perspectivas de utilização de novos métodos.

CAPÍTULO 2

BREVE HISTÓRICO DOS MÉTODOS DE PREVISÃO

O objetivo deste histórico é situar melhor o método das periodicidades, a ser analisado no Capítulo 5, dentro de uma gama maior de meios de prognosticar a qualidade da estação chuvosa do NE.

Os primeiros esforços para o estabelecimento de um método do objetivo para a previsão científica das secas no NE datam do primeiro quarto deste século. Walker (1928) desenvolveu uma fórmula estatística para a previsão do índice de chuvas no Ceará. O método baseia-se na análise de regressão múltipla do índice de chuva sazonal (janeiro a junho), medido através da média ponderada das precipitações de Fortaleza e Quixeramobim (esta última localizada no interior do Ceará). Tal método utilizou dados meteorológicos de pontos distantes para períodos que antecedem a estação de chuvas no NE; estes dados têm correlações significativas com o índice de chuvas sazonais no Ceará. Walker não considerou o método satisfatório por produzir boas previsões de seca em 60% dos casos, uma vez que este pesquisador recomendava um nível de acerto de no mínimo 80%, para colocar o método em prática.

Sampaio Ferraz (1929 a e b) e Serra (1956) aprofundaram a fórmula estatística de Walker e sugeriram interpretações físicas às correlações. É interessante especular que o fato destas investigações terem mostrado correlações estatisticamente significantes da chuva de inverno do Ceará, com dados meteorológicos de pontos distantes - Santiago, Honolulu, Atlântico Sul e Sul do Continente africano (no trabalho de Walker), pode ser indicativo de que as anomalias de precipitação no NE talvez sejam manifestação de fenômenos meteorológicos de grande escala. Apesar de serem necessários muitos outros estudos para verificar esta hipótese, vários trabalhos publicados apontam nesta direção (Namias, 1972; Markhan and McLain, 1977; Hastenrath and Heller, 1977; e Moura and Shukla, 1981).

Sampaio Ferraz (1950) descobriu a existência de periodicidades aparentes na série de dados de chuva de Fortaleza. Utilizando os totais anuais de precipitação para o período de 1849-1948, ele achou periodicidades de 13 e 24 anos aproximadamente. Procurou explicar tal comportamento, aparentemente periódico, como resposta da atmosfera às quase-periodicidades da atividade solar. Com base nos ciclos encontrados, arriscou a previsão de uma "grande seca" para meados da década de 50.

Nesta mesma linha de pesquisa Markhan (1974), que possivelmente não estava a par do trabalho de Sampaio Ferraz (1950), analisou os totais anuais da chuva de Fortaleza para um período de 121 anos (1850-1970) e achou periodicidades de aproximadamente 13 e 26 anos, estatisticamente significativas ao nível de 1%. Jones and Kearns (1976), numa crítica ao trabalho de Markhan (1974), mostraram que essa série não é significativamente diferente de ruído branco ao nível de 5%. Girardi e Teixeira (1978), com base nessas periodicidades aparentes de 13 e 26 anos, prognosticaram um período de chuva escassa entre os anos de 1979 a 1985, com tendência a ocorrência de "seca".

Strang (1979) buscou estabelecer uma relação entre a suposta periodicidade de 13 anos da série de chuva em Fortaleza com a Oscilação Quase Bienal (OQB) dos ventos zonais da estratosfera tropical. Sugeriu a interação da OQB com o ciclo anual para explicar o ciclo de 13 anos, e especulou que a causa da variabilidade temporal da chuva no NE poderia residir nos atrasos e adiantamentos críticos da OQB.

Tendo em vista uma possível explicação física da variabilidade das chuvas no NE, diversos estudos apontaram e identificaram elementos meteorológicos que poderiam servir à previsão. Markhan and McLain (1977) propuseram o monitoramento da Temperatura da Superfície do Oceano (TSO) no Atlântico Sul Tropical como possível elemento previsor do regime sazonal das chuvas no NE; Hastenrath and Heller (1977) sugeriram o monitoramento da expansão das altas quase-permanentes do Atlântico Norte e Sul em direção ao Equador, da localização de bandas de precipitação e nebulosidade sobre o Atlântico Tropical adjacente ao NE, e das

chuvas de pr -est    (janeiro e fevereiro) no NE e nas Guianas, para a previs   da qualidade da est    chuvosa no NE. Recentemente, Moura e Shukla (1981) mostraram que, para anos extremos de seca ou de muita chuva no NE, a distribui   espacial das anomalias da TSO, abrangendo larga por    do Atl  ntico Tropical Norte e Sul, exibe padr  es caracter  sticos e bem delineados. Dada a persist  ncia destas anomalias de TSO, que para anos extremos como 1958 (seca) e 1964 (chuvas super-abundantes) j   eram claramente identific  veis v  rios meses antes do m  s de pico da est    chuvosa, h   raz  es para otimismo quanto    viabilidade da previs   de eventos extremos de chuva para o NE.



CAPÍTULO 3

PREPARAÇÃO DOS DADOS

3.1 - FONTES DE DADOS

Os totais mensais de chuva para Fortaleza foram obtidos através da publicação de Strang (1979), para o período de 1849 - 1910, e dos sumários mensais de dados meteorológicos do Instituto Nacional de Meteorologia - IMMET (não publicados), para o restante do período de 1911 a 1978. Este conjunto de dados difere significativamente da série utilizada por Markhan (1974) e Jones and Kearns (1976), e é importante salientar que tais diferenças modificaram os resultados da análise estatística. A série utilizada nesses estudos anteriores é particularmente incorreta para as décadas 1891-1900, 1911-1920 e 1961-1970. Acredita-se que a série ora analisada representa a melhor compilação dos dados de chuva de Fortaleza (Kousky e Meira Filho, 1980). Esta série é basicamente a mesma utilizada por Girardi e Teixeira (1978) e Strang (1979), diferindo somente em alguns poucos valores.

3.2 - MESES SEM DADOS

Esta série contém 1560 totais mensais sucessivos de precipitação pluviométrica para Fortaleza (novembro de 1948 a outubro de 1978), sendo que destes, faltam dados para 9 meses. Tais lacunas foram preenchidas com as médias mensais para o período total de 130 anos (1849-1978).

3.3 - ANO HIDROLÓGICO

A Figura 3.1 mostra a distribuição anual de precipitação para Fortaleza. A estação chuvosa se estende de janeiro a junho, e nesse período caem em média quase 90% do total anual. Março, abril e maio são os meses que recebem o maior volume de chuvas, sendo os res

ponsáveis, em média, por 60% da precipitação anual. Agosto, outubro e novembro são meses praticamente sem chuvas. Para efeito de comparação com outros estudos, considerar-se-á, aqui, os totais de chuva para o ano hidrológico, estendendo-se em novembro de um dado ano a outubro do próximo. Um dado ano é aquele que contém a estação chuvosa; por exemplo, 1958 será entendido nesse estudo como abrangendo o período de novembro de 1957 a outubro de 1958. Os totais anuais (ano hidrológico) de chuva para Fortaleza, juntamente com os valores de Z (desvios da média (1431 mm), normalizados pelo desvio-padrão (488 mm), são apresentados na Tabela 3.1. No Apêndice A estão tabulados os totais mensais utilizados para a obtenção dos totais anuais.

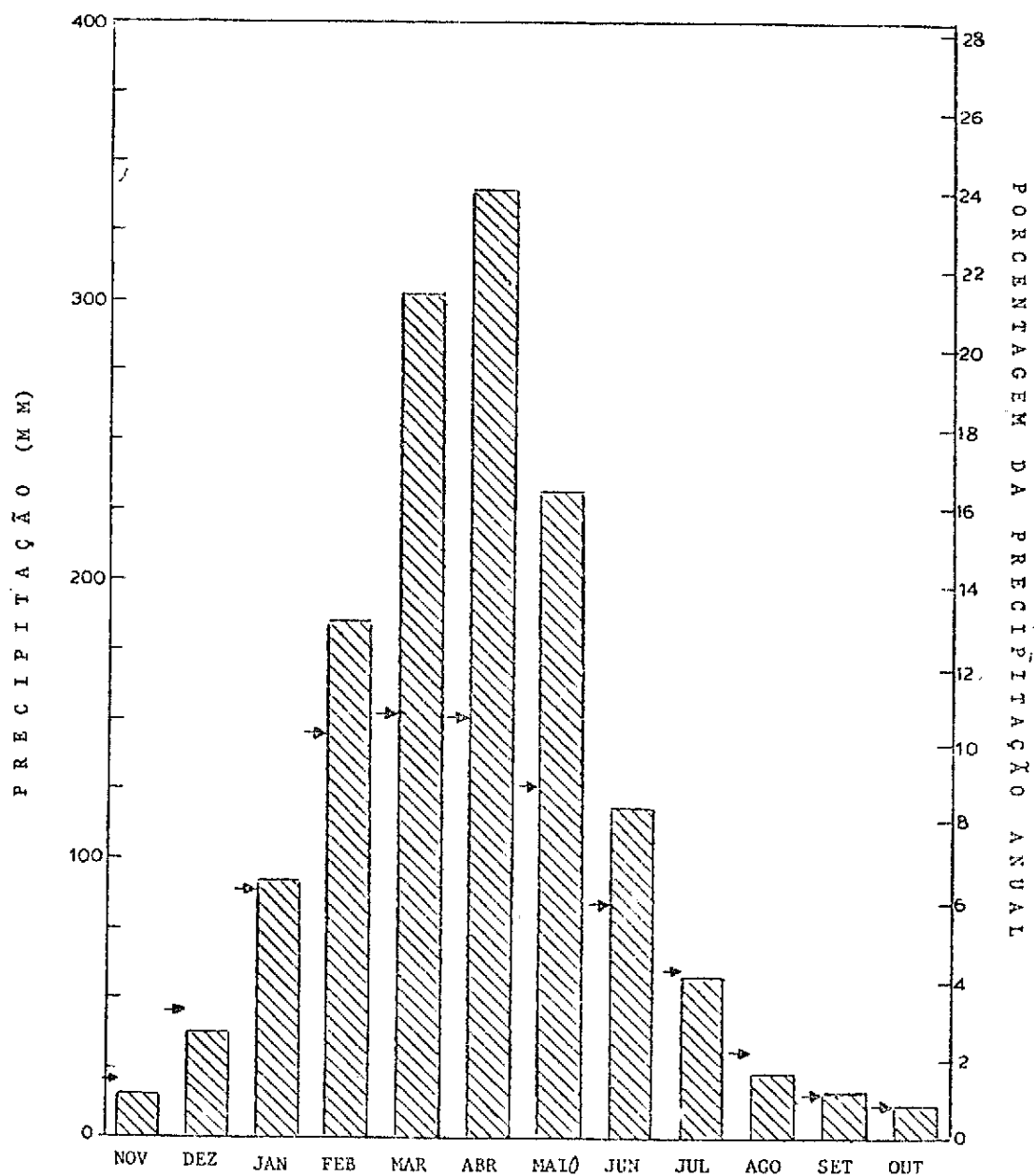


Fig. 3.1 - Distribuição anual de precipitação para Fortaleza. Dados do Período 1849-1978.

[O Desvio-Padrão para cada mês está indicado pelas flechas.]

TABELA 3.1

TOTAIS ANUAIS DE PRECIPITAÇÃO PARA FORTALEZA - 1849-1978
(ANO HIDROLÓGICO: NOVEMBRO A OUTUBRO)

ANO	PREC.	Z	ANO	PREC.	Z	ANO	PREC.	Z	ANO	PREC.	Z	ANO	PREC.	Z
1849	2043	1.25	1875	1485	0.11	1901	1733	0.62	1927	1164	-0.58	1953	1007	-0.75
1850	838	-1.22	1876	1693	0.54	1902	870	-1.15	1928	1013	-0.86	1954	1032	-0.82
1851	1750	0.55	1877	483	-1.94	1903	797	-1.30	1929	1240	-0.39	1955	1055	-0.77
1852	1362	-0.14	1878	511	-1.89	1904	1142	-0.59	1930	1080	-0.72	1956	905	-1.08
1853	1256	-0.36	1879	570	-1.76	1905	1196	-0.48	1931	1167	-0.54	1957	1209	-0.45
1854	1634	0.42	1880	1612	0.17	1906	1427	-0.01	1932	882	-1.13	1958	519	-1.87
1855	1196	-0.48	1881	1461	0.06	1907	695	-1.51	1933	914	-1.06	1959	1488	0.12
1856	1734	0.62	1882	1247	-0.38	1908	833	-1.23	1934	1745	0.64	1960	992	-0.90
1857	1848	0.85	1883	1521	0.18	1909	907	-1.07	1935	1809	0.77	1961	1697	0.55
1858	1292	-0.28	1884	1007	-0.87	1910	2022	1.21	1936	829	-1.23	1962	1310	-0.25
1859	1527	0.20	1885	1327	-0.21	1911	1488	0.12	1937	1300	-0.27	1963	1883	0.93
1860	1646	0.44	1886	1399	-0.07	1912	2477	2.14	1938	1570	0.28	1964	2653	2.50
1861	1277	-0.32	1887	1342	-0.18	1913	1870	0.90	1939	1911	0.98	1965	1636	0.42
1862	1679	0.51	1888	725	-1.45	1914	1603	0.35	1940	1459	0.06	1966	1271	-0.33
1863	1437	0.01	1889	765	-1.36	1915	508	-1.89	1941	925	-1.04	1967	1856	0.87
1864	1129	-0.62	1890	1521	0.18	1916	1230	-0.41	1942	960	-0.97	1968	1348	-0.17
1865	1233	-0.41	1891	1097	-0.68	1917	2108	1.39	1943	1006	-0.87	1969	1848	0.85
1866	2453	2.09	1892	1017	-0.85	1918	1373	-0.12	1944	1120	-0.64	1970	1139	-0.60
1867	864	-1.16	1893	1532	0.21	1919	683	-1.53	1945	1758	0.67	1971	2102	1.38
1868	1263	-0.34	1894	2533	2.26	1920	1768	0.69	1946	1677	0.50	1972	1427	-0.01
1869	1490	0.14	1895	2504	2.20	1921	2481	2.15	1947	1697	0.55	1973	2151	1.46
1870	1526	0.32	1896	2200	1.58	1922	1623	0.39	1948	1611	0.37	1974	2560	2.31
1871	1332	-0.20	1897	1827	0.81	1923	1580	0.31	1949	1875	0.91	1975	1892	0.94
1872	2343	1.87	1898	859	-1.17	1924	1758	0.67	1950	1046	-0.79	1976	1503	0.15
1873	1992	1.15	1899	2434	2.06	1925	1212	-0.45	1951	692	-1.61	1977	1977	1.16
1874	1592	0.33	1900	746	-1.40	1926	1584	0.31	1952	1463	0.07	1978	1459	0.06

$$Z = \left[\text{TOTAL ANUAL DE PRECIPITAÇÃO} - \text{MÉDIA DO PERÍODO 1849-1978 (1431 mm)} \right] / \left[\text{DESVIO-PADRÃO (488 mm)} \right]$$

CAPÍTULO 4

TESTES ESTATÍSTICOS DA SÉRIE DE DADOS

Procede-se aqui a uma análise dos dados. Os testes que se seguem verificam se os dados não são correlacionados, ou seja, testa-se a hipótese de que os dados sejam um ruído branco. Suplementa-se esta análise com um teste para normalidade da série, apenas para fundamentar a hipótese de que a série possa provir de um modelo $\mu + \varepsilon_t$, onde os ε_t são normais independentes, identicamente distribuídos. Supõe-se tal hipótese em alguns dos testes de ruído branco, quando do cálculo do intervalo de confiança desejado.

4.1 - TESTE DE NORMALIDADE

Na Figura 4.1 representa-se o histograma da série de Fortaleza.

Deseja-se testar a hipótese simples nulas de que a função de distribuição das chuvas é normal, ou seja:

$$H_0: F(x) = \text{Normal}(\mu, \sigma^2) \quad (4.1)$$

H_1 : a hipótese H_0 não é verdadeira.

Dois testes geralmente utilizados para testar esta hipótese são: o teste de qui-quadrado de acuracidade de ajuste, e o teste de Kolmogorov-Smirnov. O teste qui-quadrado requer um agrupamento das observações em um número finito de intervalos, de uma maneira arbitrária. Opta-se pelo uso do teste Kolmogorov-Smirnov, pois este não requer tal agrupamento.

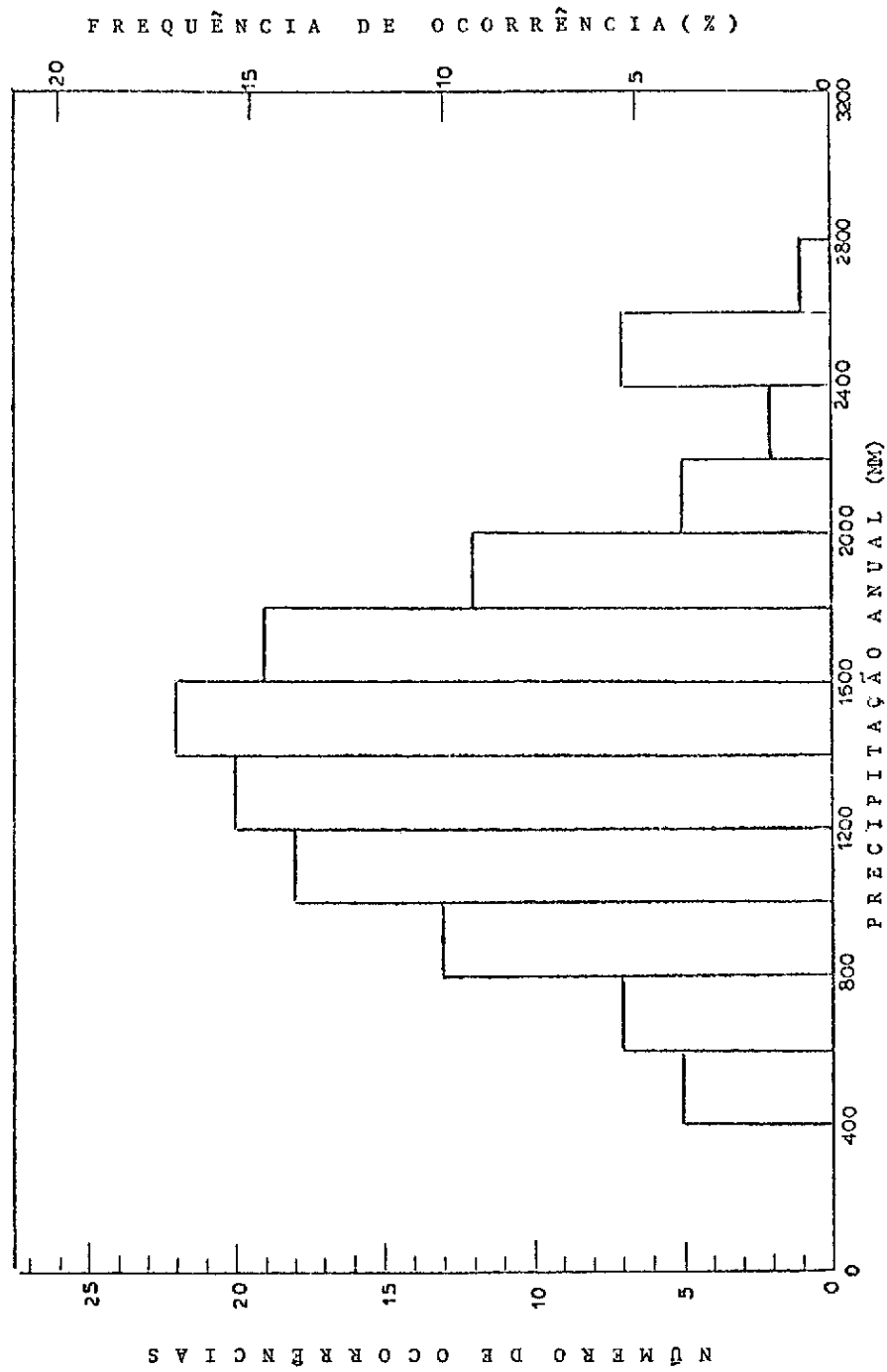


Fig. 4.1 - Histograma dos totais anuais de precipitação para Fortaleza. Dados do Período 1849-1978.

[Totais Anuais computados para o ano hidrológico: novembro a outubro.]

4.2 TESTE DAS AUTOCORRELAÇÕES PARA RUÍDO BRANCO

Para identificar o modelo de uma série temporal, é usual a análise das autocorrelações e a verificação estatística de sua significância. Se o processo gerador de uma série for um ruído branco, a distribuição dos estimadores das autocorrelações pode ser considerada normal, com média zero e variância $1/n$, se n , o número de termos da realização, for suficientemente grande (Jenkins and Watts, 1968). Sendo assim, os limites de confiança de 95% são aproximadamente $\pm 1,96/\sqrt{n}$. A hipótese nula de que a série é um ruído branco será rejeitada, se o módulo de alguma das correlações estimadas for maior do que $1,96/\sqrt{n}$.

Para a série de precipitações em Fortaleza, tem-se que a maior correlação (em módulo) é a de "lag" 1, cujo valor é 0,231 (veja Figura 4.2). Este valor excede o valor crítico (0,172); portanto, rejeita-se a hipótese nula. Ressalta-se que o fato da correlação de "lag" 1 ser diferente de zero pode indicar que a série possui memória, ou seja, uma correlação de ano a ano ou talvez uma periodicidade. Assim sendo, existe a possibilidade de que a série aqui estudada contenha persistência.

4.3 TESTE KOLMOGOROV-SMIRNOV PARA RUÍDO BRANCO, BASEADO NO PERIODOGRAMA

Com base na hipótese de que a série de tempo é um ruído branco, a integral do espectro é uma função linear da frequência. Assim sendo, o periodograma cumulativo normalizado tem a mesma distribuição da função de distribuição de uma amostra ordenada de mesmo tamanho, selecionada a partir de uma distribuição uniforme entre 0 e 1.

O teste Kolmogorov-Smirnov aplica-se a casos onde se deseja testar a hipótese de que a função de distribuição, de onde a amostra provém, pode ser considerada uma determinada função de distribuição teórica. Aplicou-se anteriormente tal teste (veja Seção 4.1) para o caso em que a distribuição teórica era normal. Aqui a distribuição teórica é uniforme entre 0 e 1.

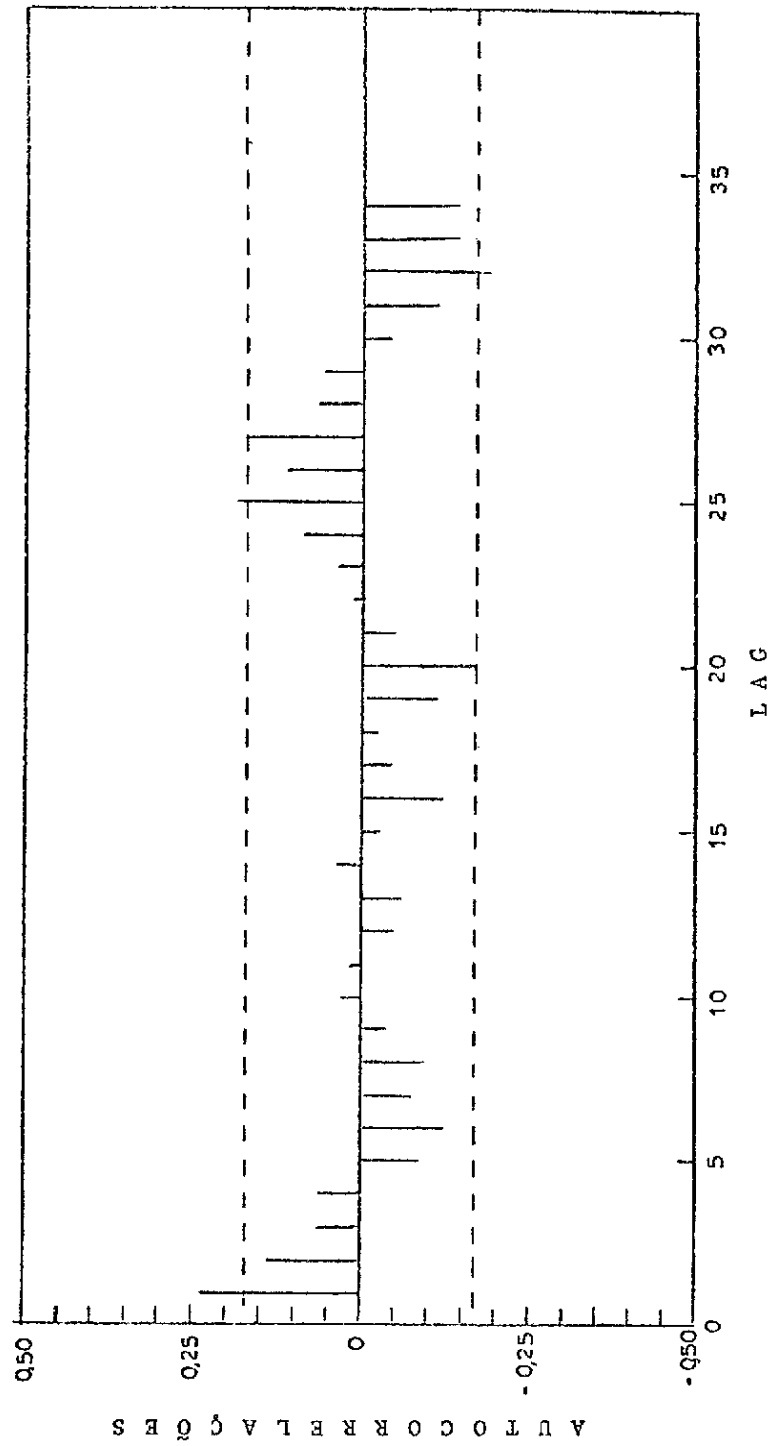


Fig. 4.2 - Autocorrelações da série dos totais anuais de precipitação para Fortaleza.
["lag" máximo $M=34$. Dados do período 1849-1978. Totais anuais computados para o ano hidrológico: novembro a outubro.]

Se a função de distribuição das chuvas for uma distribuição normal, espera-se que a função de distribuição da amostra (da realização) de que se dispõe não se afaste muito da função de distribuição normal teórica (contínua). O teste Kolmogorov-Smirnov mede o desvio máximo entre as duas funções de distribuição, rejeitando a hipótese nula, H_0 , quando este desvio for maior do que um certo valor crítico.

Sejam:

$F_n(x)$ a função de distribuição da amostra de tamanho n ,

$F^*(x)$ a função de distribuição de uma normal, e

$$D_n^* = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F^*(x)|$$

Se a hipótese nula for verdadeira, então para qualquer valor de $t > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(n^{1/2} D_n^* \leq t) = 1 - 2 \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i-1} e^{-2i^2 t^2} \quad (4.2)$$

O teste Kolmogorov-Smirnov rejeita H_0 quando $n^{1/2} D_n^* > c$, onde c é o valor crítico que depende do nível de significância desejado. Para n grande e o nível de significância 0,05, c toma o valor de 1,36 (De Groot, 1975).

Para os dados disponíveis:

$$D_n^* \approx 0,037$$

$$\sqrt{n} D_n^* \approx 0,42 < 1,36;$$

portanto, aceita-se H_0 .

Para o nível de significância de 5%, o valor crítico é dado por $1,36/\sqrt{n}$. A Figura 4.3 apresenta o periodograma cumulativo, normalizado para os dados de precipitação, e as bandas a 95%. Como pode ser visto, vários pontos do periodograma cumulativo excedem o limite superior. Rejeita-se, pois, a hipótese de que a série seja um ruído branco.

4.4 TESTE DE FISHER

Existem casos em que algumas periodicidades não são aparentes na série de tempo em si. O uso do periodograma é muito útil na identificação de tais periodicidades. Em outros casos, a série não possui componentes periódicas, mas o periodograma pode apresentar alguns picos, simplesmente devido a flutuações aleatórias. Deve-se, portanto, usar testes de significância para determinar se tais picos representam na realidade, uma periodicidade. O teste de Fisher (Bloomfield, 1976) testa a hipótese da existência de uma componente periódica, ou seja:

$$H_0 : X_t = \mu + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

contra a hipótese alternativa:

$$H_1 : X_t = \mu + A \cos \omega t + B \sin \omega t + \varepsilon_t,$$

onde ω é desconhecido, e os ε_t são normais $(0, \sigma^2)$ e independentes.

Seja $n = 2m + 1$ o número de termos da série. A série pode ser representada como uma soma de suas harmônicas, ou seja:

$$X_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m (a_k \cos \omega_k t + b_k \sin \omega_k t), \quad (4.4)$$

onde:

$$\omega_k = \frac{2\pi k}{n}, \quad k=0, 1, 2, \dots, m \quad (4.5)$$

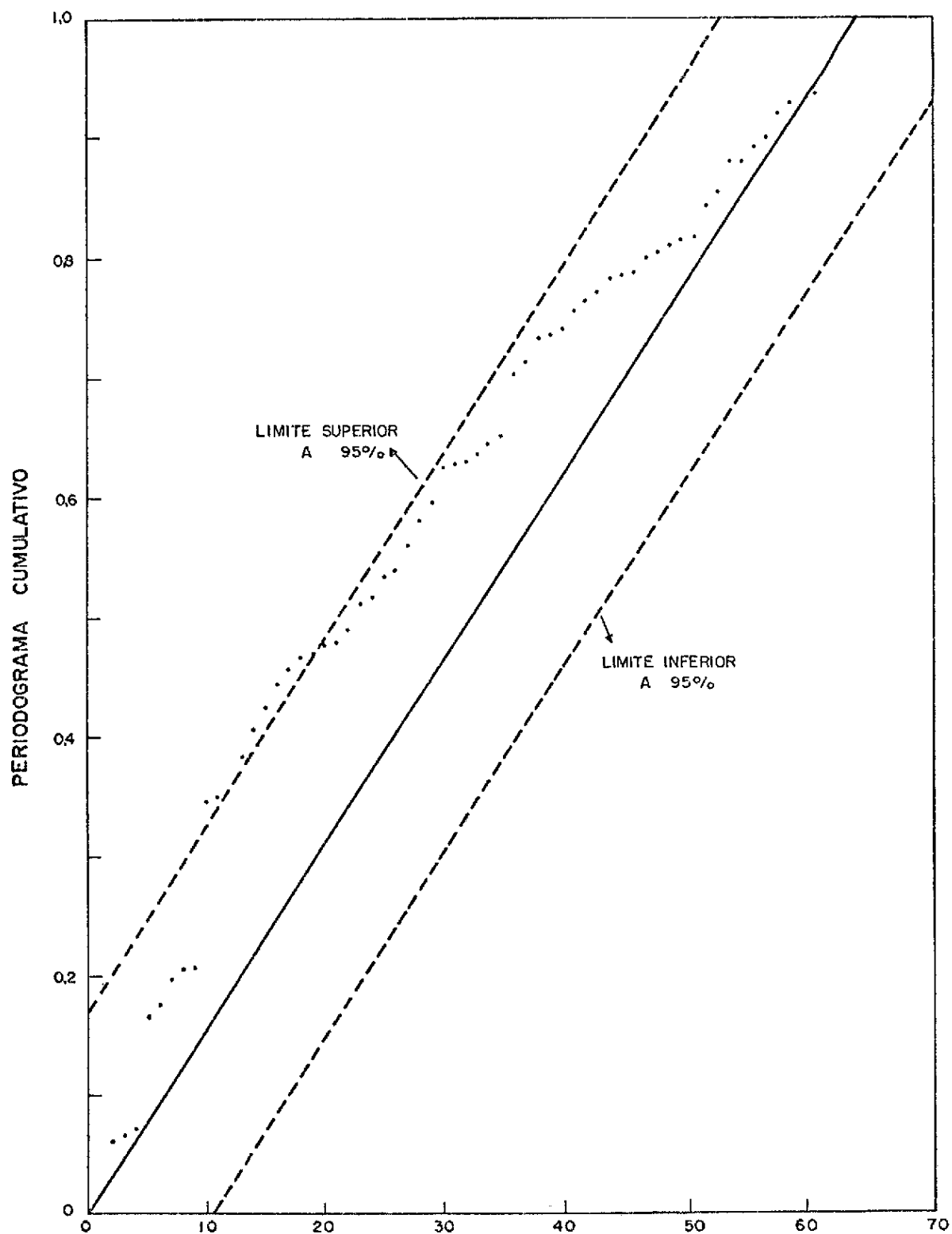


Fig. 4.3 - Periodograma cumulativo para o teste de Kolmogorov-Smirnov pa
ra ruído branco.

$$a_k = \frac{2 \sum_{t=1}^n X_t \cos \omega_k t}{n}, k=0,1,2, \dots, m. \quad (4.6)$$

$$b_k = \frac{2 \sum_{t=1}^n X_t \sin \omega_k t}{n}, k=0,1,2, \dots, m. \quad (4.7)$$

O periodograma é definido por:

$$I_n(\omega_k) = \frac{n}{2} (a_k^2 + b_k^2), k=1,2, \dots, m. \quad (4.8)$$

A estatística usada para testar a hipótese é dada por:

$$G_k = \frac{I_n(\omega_k)}{\sum_{k=1}^m I_n(\omega_k)} \quad (4.9)$$

Se os G_k forem arranjados em ordem decrescente, chamar-se-á $G_{(r)}$ o r -ésimo termo dessa nova sequência. Fisher mostrou que a probabilidade de $G_{(1)}$ exceder o parâmetro $g > 0$ é:

$$P(G_{(1)} > g) = \sum_{j=1}^k (-1)^{j-1} \binom{m}{j} (1-jg)^{m-1} \quad (4.10)$$

onde k é o maior inteiro que não excede $1/g$ ($k = \lfloor 1/g \rfloor$).

O teste rejeita H_0 , se $G_{(1)}$ for maior que um g^* , correspondente ao nível de significância desejado. Este teste foi expandido por vários autores para incluir o r -ésimo maior pico. Grenander e Rosenblatt(Shimshoni, 1971) mostraram que:

$$P(G_{(r)} > g) = \left\{ m! / (r-1)! \right\} \sum_{j=r}^k (-1)^{j-r} (1-jg)^{m-1} / \{ j(m-j)! (j-r)! \}, \quad (4.11)$$

onde k é o mesmo definido acima.

Para a série de precipitações de Fortaleza, os valores obtidos para $G_{(1)}$, $G_{(2)}$ e $G_{(3)}$ são, respectivamente, 0,133, 0,101 e 0,048. Por uma extrapolação linear dos valores tabelados por Shimshoni (1971), obtiveram-se para um coeficiente de confiança de 95%, os valores críticos: 0,115, 0,082 e 0,065. Assim, existem duas periodicidades significativas, que correspondem aos períodos de aproximadamente 13 e 26 anos.

4.5 - TESTE PARA RUÍDO BRANCO, USANDO-SE O ESPECTRO ESTIMADO

Fuller (1976) mostra que o aumento do tamanho da amostra pouco afeta o comportamento da ordenada, estimada a partir do período grama para uma frequência particular. De fato, se a série de tempo for um ruído branco com distribuição normal (0,1), a distribuição da ordenada do periodograma é uma qui-quadrada com dois graus de liberdade, independente do tamanho da amostra. O número de ordenadas de um periodograma aumenta com o aumento da amostra, mas a eficiência do estimador do espectro para uma frequência particular não muda. Portanto, tem-se que tal estimador, em geral, não é consistente. Suavizando-se os estimadores do espectro, tenta-se encontrar um estimador consistente para o espectro real. Esta suavização pode ser realizada, tomando-se uma média de ordenadas adjacentes do periodograma. O periodograma suavizado é uma média ponderada da transformada de Fourier da autocovariância amostral. Um método alternativo de obter a densidade espectral estimada é aplicar pesos à função da covariância estimada e, então, transformar a função covariância suavizada. Muitas funções pesos são sugeridas na literatura. Utiliza-se o "Parzen-window" (Anderson, 1971) que consiste da seguinte função peso:

$$w_p(u) = \begin{cases} 1 - 6\left(\frac{u}{M}\right)^2 + 6\left(\frac{|u|}{M}\right)^3 & , \quad |u| \leq \frac{M}{2} \\ 2\left(1 - \frac{|u|}{M}\right)^3 & , \quad \frac{M}{2} \leq u \leq M \\ 0 & , \quad |u| > M \end{cases} \quad (4.12)$$

M é o número de lags utilizados na suavização da função covariância.

A função peso geralmente é chamada, na literatura, "lag window".

O "spectral window" ou "kernel" correspondente (transformada de Fourier do "lag window") é:

$$w_p(f) = \frac{3}{4} M \left(\frac{\sin \pi f M / 2}{\pi f M / 2} \right)^4, \quad -\infty \leq f \leq \infty \quad (4.13)$$

Existe um compromisso na escolha de M. Se M aumenta, a variância do estimador aumenta, mas sua tendência diminui (veja Fuller, 1976). Assim, o valor M = 50 foi escolhido, pois além disto ele produz uma largura de banda suficientemente pequena, de modo que as frequências de interesse, 1/13 e 1/26, fiquem bem discriminadas.

Considere um processo estocástico $X(t)$ com o espectro $T(f)$. Seja $\bar{C}(f)$ o estimador do espectro suavizado. $\sqrt{v} \bar{C}(f) / T(f)$ é distribuído de acordo com uma qui-quadrada, com v graus de liberdade, onde $v \approx 3,71 n/M$ para a "Parzen-window" (Jenkins and Watts, 1968). Assim sendo, pode-se calcular o intervalo de confiança para $T(f)$. É interessante plotar o espectro em uma escala logarítmica, visto que o intervalo de confiança para o espectro é simplesmente representado por uma constante em torno do espectro estimado. Os limites inferior e superior do intervalo de confiança, com coeficiente de confiança $(1 - \alpha)$ para $\log T(f)$, são, respectivamente:

$$\log \bar{C}(f) + \log \frac{\nu}{\chi^2_{\nu, (1-\alpha/2)}} \quad (4.14)$$

e

$$\log \bar{C}(f) + \log \frac{\nu}{\chi^2_{\nu, \alpha/2}} \quad (4.15)$$

Note-se que esse intervalo de confiança é somente para uma frequência particular f . Se o intervalo de confiança é dado para q frequências, onde os estimadores são independentes, o coeficiente de confiança será $(1-\alpha)^q$. É necessário ressaltar (WMO, 1966) que se deve distinguir os dois casos nos quais se procura testar a significância de uma frequência particular antes dos dados serem analisados (*a priori*), e descobrir os picos significativos depois da análise dos dados (*a posteriori*). No caso estudado trata-se de um teste *a posteriori*.

A covariância entre estimadores do espectro suavizado, centrados em f_1 e f_2 , é proporcional a quanto as "spectral windows" se sobrepõem. Assim sendo, se as "spectral windows" se sobrepuserem ligeiramente, a covariância será pequena. A largura de banda do "Parzen window" (Jenkins and Watts, 1968) é dada por:

$$b = \frac{1}{\int_{-\infty}^{\infty} w_p(u) du} = \frac{\nu}{2n} \approx \frac{1,86}{M} \quad (4.16)$$

Deste modo, ter-se-á que q , o número de estimadores espectrais independentes, é aproximadamente igual a:

$$q = \frac{f_{NI}}{b} = \frac{1}{2} \frac{1}{\frac{\nu}{2n}} = \frac{n}{\nu}, \quad (4.17)$$

onde f_{NI} é a frequência de Nyquist.

Para a série considerada:

$$v \cong 3,71 \left(\frac{130}{50} \right) = 9,5$$

$$b \cong \frac{1,86}{50} = 0,037 \text{ ciclos/ano}$$

$$q \cong \frac{0,5}{0,037} = \frac{130}{9,5} = 13,477$$

Para a obtenção de uma banda de confiança de $(1-\alpha)$ para todas as frequências, as frequências individuais necessitam ter uma probabilidade:

$$p^q = 1 - \alpha$$

Para $1-\alpha = 90\%$, tem-se que:

$$p = (0,90)^{1/q} = 0,9922$$

Pela tabela da qui-quadrada, tem-se os seguintes valores:

$$\chi^2_{v, 0,005} \cong 1,945 \Rightarrow \frac{v}{\chi^2_{v, 0,005}} \cong 4,8843$$

$$\chi^2_{v, 0,995} \cong 24,39 \Rightarrow \frac{v}{\chi^2_{v, 0,995}} \cong 0,3895$$

O espectro estimado em uma escala logarítmica e o espectro do ruído branco, baseado na variância dos dados, estão representados na Figura 4.4. Usando-se um limite de confiança de 99% a priori, tem-se um limite de confiança de, aproximadamente, 87% a posteriori. Os limites de confiança superior e inferior também estão representados nes

ta figura. Como se pode ver, o limite inferior para o maior pico do espectro estimado excede o nível do ruído branco, indicando que a hipótese de que a série estudada seja um ruído branco é rejeitada ao nível de significação de 13%.

Como pode ser visto, os testes, sem exceção, rejeitaram a hipótese de que a série seja um ruído branco. Assim sendo, procedeu-se à escolha de um modelo que melhor se ajustasse aos dados.

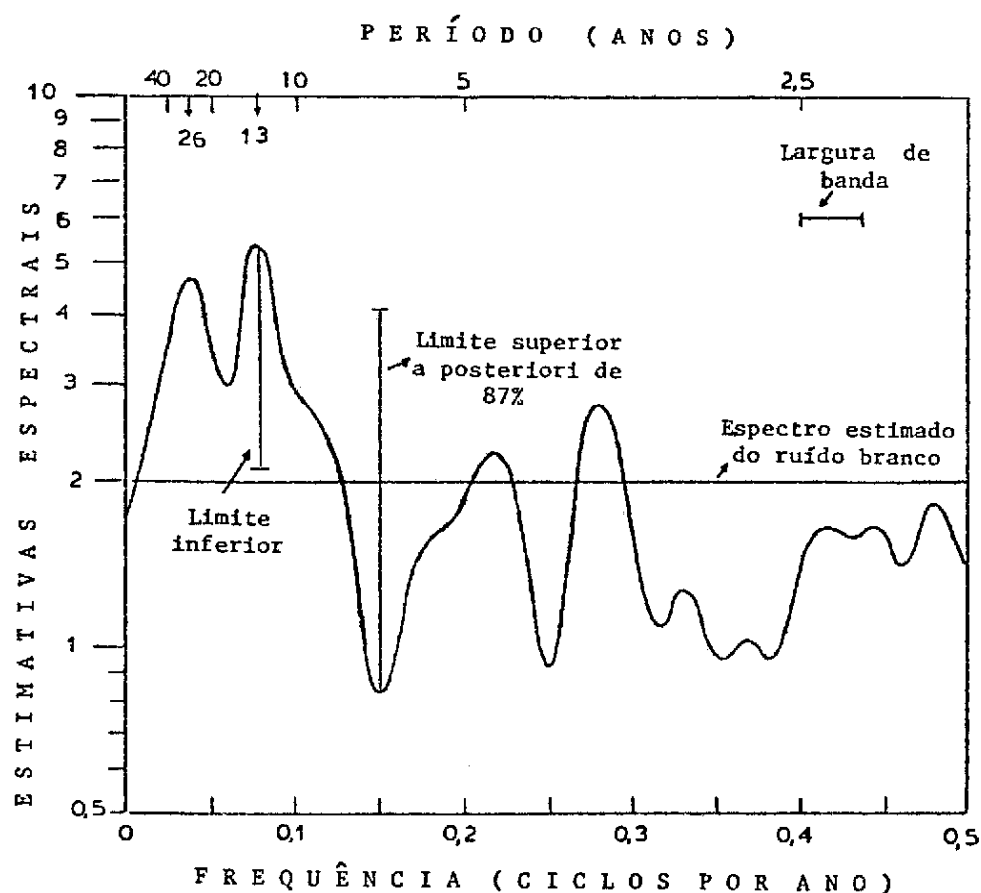


Fig. 4.4 - Estimativas espectrais suavizadas para a série dos totais anuais de precipitação de Fortaleza.

Limite de confiança de 87% a posteriori. As estimativas foram plotadas numa escala logarítmica. O espectro estimado do ruído branco (variância de dados) é indicado na figura. A largura de banda de 0,037 foi escolhida de modo a discriminar as frequências de $1/13$ e $1/26$.

CAPÍTULO 5

PROGNÓSTICO DE ANOMALIAS DE PRECIPITAÇÃO NO NORDESTE BRASILEIRO

No capítulo anterior, mostrou-se que a série dos totais anuais de precipitação em Fortaleza é estatisticamente diferente do ruído branco ("white-noise"); além disso, comprovou-se a existência de duas periodicidades, com períodos de aproximadamente 13 e 26 anos. A análise espectral da série mostrou que a periodicidade de 13 anos é significativa ao nível de 13% a posteriori, ao passo que a de 26 anos não alcança este nível de significância. O teste de Fisher aplicado à série mostrou serem estas duas periodicidades significantes ao nível de 5%. Nesse sentido, decidiu-se manter as duas periodicidades para a análise do modelo de previsão a ser desenvolvido em seções subsequentes.

Este capítulo trata do estudo do comportamento da série, com vistas à possibilidade de utilização desta como elemento predictor da qualidade da estação chuvosa no NE. Antes de passar ao desenvolvimento do modelo de previsão, é interessante tecer algumas considerações sobre a representatividade dos dados de chuva em Fortaleza, isto é, verificar se a chuva anual nesta cidade está bem correlacionada com a chuva anual de uma área mais ampla no NE.

5.1 - REPRESENTATIVIDADE DOS DADOS DE FORTALEZA

Em se tratando de chuvas de origem convectiva, como é o caso do presente estudo, a variabilidade espacial é muito grande, e um só ponto produziria resultados enganosos, na maioria das vezes, se tomado como representativo das condições de uma área maior (em geral, isto é verdade, para chuva de qualquer origem, pois este elemento apresenta variabilidade espacial muito maior do que, por exemplo, pressão ou temperatura). Portanto, é prática comum em meteorologia tomar muitas estações, para definir os padrões típicos de precipitação de uma área.

Há poucas estações no NE para as quais os dados de chuva se estendem a anos anteriores a 1910, e a série de Fortaleza com seus 130 anos é única nesse sentido. Portanto, ao utilizar esta única localidade, previsões baseadas no comportamento da chuva em Fortaleza devem ser aplicadas somente àquele local e à sua imediata vizinhança, a não ser que se mostre que as variações de precipitação em Fortaleza estão significativamente correlacionadas com as variações de precipitação numa área maior, onde se deseje aplicar a previsão.

Desconhece-se a existência de mapas de variabilidade relativa aos totais anuais (fração que o total anual para um dado ano num certo local representa da normal pluviométrica para aquele local), para um grande número de anos e abrangendo todo o NE. Kousky and Chu (1978) apresentaram mapas de variabilidade relativa somente para 5 anos (1919, 1924, 1939, 1942 e 1958), e identificaram alguns padrões de seca, por exemplo, anos de grande seca na parte norte da região como 1919 e 1958, mas que na parte sul (do NE), a chuva foi acima da média. Há a necessidade de analisar a variabilidade relativa para um maior número de anos, a fim de estabelecer escalas espaciais das anomalias de precipitação e identificar as áreas com comportamento similar no que concerne à variabilidade inter-anual.

Com base em resultados de estudos anteriores, procura-se estabelecer a representatividade dos dados de Fortaleza sobre uma área maior do NE. Deve-se ressaltar que tal análise, algo incompleta, não substitui um estudo mais detalhado de similaridades do padrão da chuva de Fortaleza com outras estações da região.

Na Tabela 5.1, encontram-se listados os diversos anos em que os 7 estudos consultados indicam a ocorrência de anomalia extrema de precipitação. Os trabalhos de Hastenrath and Heller (1977) e Kousky and Chu (1978) são os mais confiáveis, pois eles utilizaram grande número de estações, distribuídas por larga porção do NE, para identificação dos anos extremos (veja Figura 5.1a e c). Grandes secas referem-se àqueles períodos de estiagem que afetaram severamente toda a região.

Anos chuvosos referem-se aos períodos de muita chuva, que afetaram toda a região. Seca parcial e ano chuvoso parcial referem-se às anomalias que afetaram severamente parte da região, ou toda região, mas não de modo intenso. Na última coluna desta tabela estão indicados os valores dos desvios normalizados (Z) dos totais anuais de chuva em Fortaleza, para efeito de comparação.

Esta tabela evidencia que, para os anos das grandes secas nordestinas (1877 -1879, 1900, 1915, 1919, 1942 e 1958), o valor de Z sempre foi $\leq -1,4$, com exceção de 1942 ($Z = -1,0$)*. Anos muito chuvosos não apresentam similaridades tão evidentes. Para 1917, 1924, 1935 e 1964, anos de chuvas abundantes em toda região, os valores de Z correspondentes (+1,4, +0,7, +0,8, e +2,5) não indicam tão claramente a magnitude da anomalia de precipitação como para o caso das grandes secas. Para anos de seca parcial, ou anos chuvosos parciais, a magnitude dos valores de Z para Fortaleza não evidencia satisfatoriamente uma anomalia de precipitação na região, embora os sinais de Z sigam a tendência da anomalia em toda região. Valores de Z para os anos de seca parcial: 1930 (-0,7), 1931 (-0,5), 1932 (-1,1), 1951 (-1,5) e 1953 (-0,7); e para os anos chuvosos parciais: 1921 (+2,2), 1922 (+0,4), 1926 (+0,3), 1934 (+0,6), 1940 (+0,1) e 1967 (+0,9). Isto se deve, em parte, ao fato de que por parcial se entende aquela anomalia que afeta parte da região, e a parte mais severamente atingida num dado ano pode não ter incluído a área de Fortaleza. Novamente, observa-se que as similaridades foram mais consistentes para anos de seca, do que para anos de muita chuva.

* Na realidade, o valor de Z para 1942 deve ter sido menor do que -1,0, porque nesse ano estão faltando os totais mensais de março e junho. Como foram substituídos pelas médias mensais, o total anual deve ter apresentado resultado mais alto do que foi na realidade. (Veja Apêndice A).

TABELA 5.1

ANOS EXTREMOS NO NORDESTE

SAMPAIO FERRAZ		MOSSMAN	WALKER	HASTENRATH		GIRARDI	KOUSKY		PRESENTE ESTUDO
GRANDE SECA	SECA PARCIAL	CEARÁ	CEARÁ	GRANDE SECA	SECA PARCIAL	CE, PE, RN	GRANDE SECA	SECA PARCIAL	DESVIOS NORMALIZADOS FORTALEZA Z
1614									
1692		1692							
1711									
	1721								
1723-24		1723-27							
	1736-37								
	1744-46								
	1754								
	1760								
	1772								
1776-77									
1790-94		1790-93							
	1804								
	1809								
1810	1816								
	1817								
1824-25		1824-25							
	1827								
	1830-33								
1845		1844-45							
1877-79		1877-79							-1,9,-1,9,-1,8
1888-89									-1,4,-1,4
1891									-0,7
	1898	1898	1898						-1,2
1900		1900	1900						-1,4
	1902-03		1902-03						-1,1,-1,3
	1907		1907						-1,5
			1908						-1,2
1915		1915	1915	1915		1915			-1,9
1919		1919	1919	1919		1919	1919		-1,5
					1930-31	1930-31			-0,7,-0,7
1932-33					1932				-1,1,-1,1
-	1936								-1,2
	1941-44			1942		1942	1942		-1,0,-1,0,-0,9,-0,6
				1951		1951			-1,5
				1953		1953			-0,7
				1958			1958		-1,9

(continua)

TABELA 5.1 - Conclusão

		CEARÁ	CHUVOSO CHUVOSO PARCIAL	CE, PE, RN	CHUVOSO CHUVOSO PARCIAL	FORTALEZA
		1899				2,1
		1910				1,2
		1912				2,1
		1917	1917	1917		1,4
		1921-22	1921-22	1921-22		2,2,0,4
		1924	1924	1924	1924	0,7
			1926	1926		0,3
			1934	1934		0,6
		1935				0,8
			1940	1940		0,1
		1964				2,5
			1967			0,9

GRANDE SECA (CHUVOSO): ANO DE SECA (MUITA CHUVA) QUE AFETOU TODA A REGIÃO.

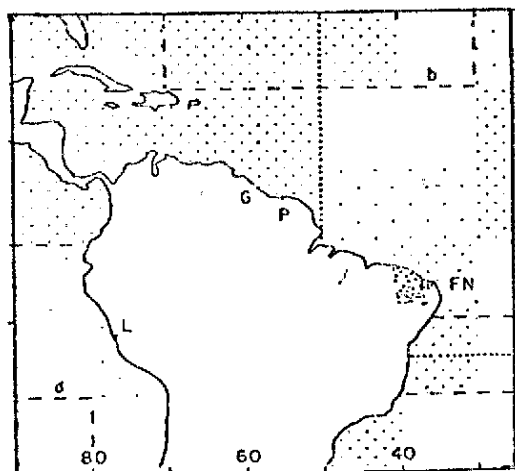
SECA PARCIAL (CHUVOSO PARCIAL): ANO DE SECA (MUITA CHUVA) QUE AFETOU SOMENTE PARTE DA REGIÃO OU, SE TODA REGIÃO, NÃO DE MODO INTENSO.

$$Z = \frac{[\text{TOTAL ANUAL DE PRECIPITAÇÃO} - \text{MÉDIA DO PERÍODO 1849-1978 (1431 mm)}]}{[\text{DESVIO-PADRÃO (488 mm)}]}$$

FONTES:

- Sampaio Ferraz (1960) : Relatos históricos.
Período: 1614-1948.
- Mossman (1919) : Relatos históricos.
Período: 1692-1919.
- Walker (1928) : Média ponderada das precipitações de Fortaleza e Quixeramobim.
Período: 1896-1926.
- Hastenrath and Heller (1977) : Médias dos desvios normalizados de 40 estações no Ceará e Estados adjacentes, onde os totais anuais de precipitação, com o total anual de Quixeramobim, têm coeficiente de correlação 0,7 ou maior.
Período: 1911-1958 (40 estações); 1959-1972 (20 estações) - (Veja Figura 5.1a).
- Girardi e Teixeira (1978) : Média aritmética da precipitação de 6 estações nos Estados do Ceará, Rio Grande do Norte e Pernambuco (Figura 5.1b).
Período: 1912-1956.
- Kousky and Chu (1978) : Mapas da variabilidade relativa dos totais anuais de precipitação com base em dados de 140 estações (Figura 5.1c).
Período: 1919, 1924, 1942 e 1958.

(a) Hastenrath and Heller (1977)



(b) Girardi e Teixeira (1973)

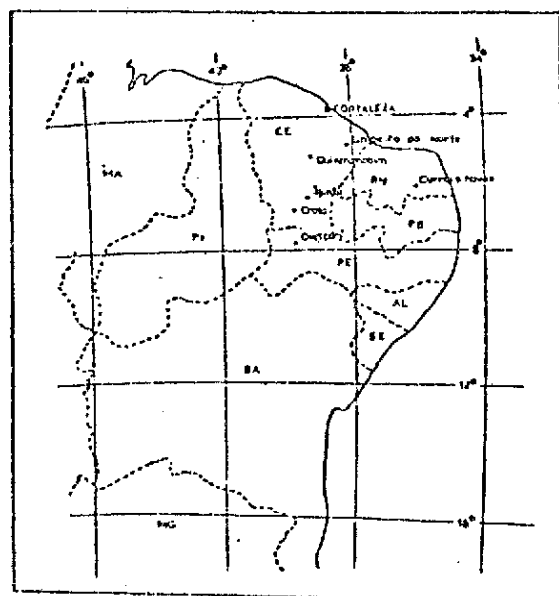


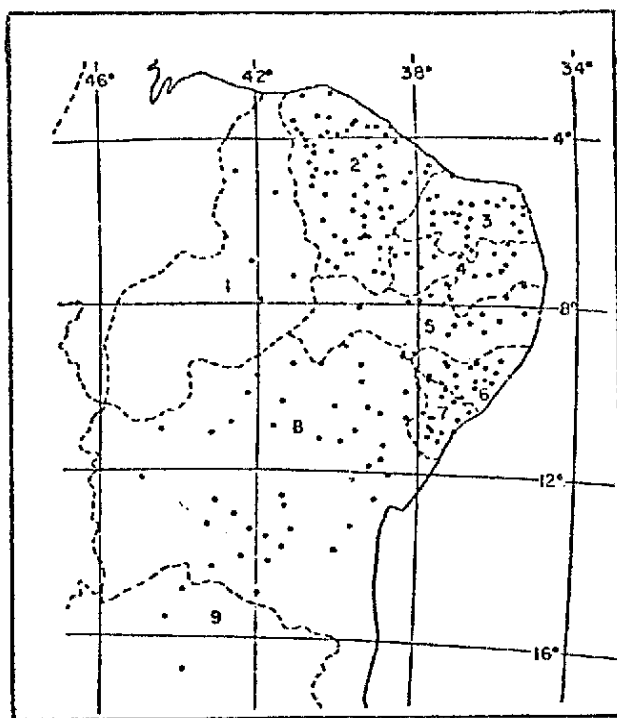
Fig. 5.1 - Distribuição de estações do Nordeste.

(a), (b) e (c) mostram as distribuições de estações no Nordeste, utilizados nos estudos consultados na Tabela 5.1.
(d) Precipitação média anual para 30 anos (1931-1960) em centenas de milímetros.

FONTE: Kousky and Chu (1978).

(continua)

(c) Kousky and Chu (1978)



(d) Precipitação anual média (1931-60)

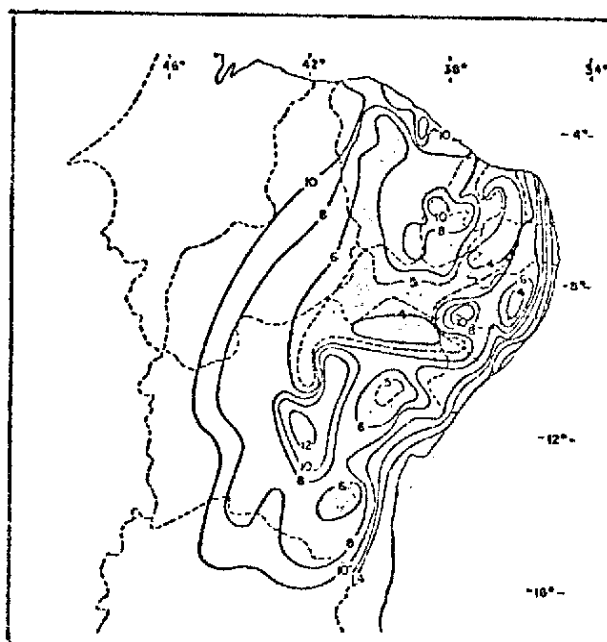


Fig. 5.1 - conclusão

Girardi e Teixeira (1978) calcularam o coeficiente de correlação da chuva de Fortaleza com a média de chuva anual de 5 estações nos Estados de Ceará, Pernambuco e Rio Grande do Norte, o obtiveram o valor de $r=0,74$, com dados do período 1912-1956. O pequeno número de estações e a utilização de médias aritméticas, que tendem a dar maior peso às estações de maior precipitação média, ao invés de alguma medida da variabilidade em relação à média local (por exemplo, afastamento da média normalizado pelo desvio padrão para cada local), poderiam tirar um pouco do significado deste coeficiente de correlação de 0,74. Kousky (1980b) informou que a chuva anual de Fortaleza não está bem correlacionada com a chuva anual de estações da parte sul do Estado do Ceará.

Concluindo, pode-se dizer que, a rigor, a chuva em Fortaleza somente é representativa da chuva de área mais ampla do NE, em anos de seca pronunciada em toda região. Anos muito chuvosos na região como um todo nem sempre se refletem fielmente em Fortaleza, e anos de muita chuva nesta cidade não indicam claramente que toda a região experimentou chuvas abundantes. Isto, provavelmente, se deve ao fato de que as grandes secas estão ligadas a fenômenos físicos de larga escala, afetando todo o NE (exceção feita às áreas do sul da Bahia e nordeste de Minas Gerais que, por estarem sujeitas ao regime de chuvas de máximo em dezembro, podem ser menos afetados pela falta das chuvas de março-abril). Nos anos muito chuvosos, por outro lado, a variabilidade espacial intrínseca aos sistemas convectivos age mais livremente, fazendo com que as correlações espaciais sejam menos significativas.

A conclusão de que a chuva anual em Fortaleza é típica de área maior do NE somente para anos de grande seca impõe uma limitação à previsão mais geral, utilizando-se exclusivamente a série de Fortaleza, qual seja, mesmo que o modelo hipoteticamente fornecesse previsões perfeitas para Fortaleza, estas somente poderiam ser estendidas com boa probabilidade para o NE como um todo, para anos de grande seca. Mesmo levando em conta que a previsão de anos muito chuvosos e até de anos de seca parcial, pelo modelo, não seria satisfatória, esta limitação não é crítica, pois é exatamente para anos de chuva extremamente

escassa que há maior interesse em previsão. Em vista disso, prosseguiu-se com a análise, e na seção subsequente desenvolver-se-á um modelo de previsão, baseado nas informações acumuladas até este ponto.

5.2 - MODELOS DE PREVISÃO

O comportamento das autocorrelações da série (Figura 5.2) não apresenta nenhum padrão típico capaz de identificar de imediato um modelo convencional da análise de séries temporais (auto-regressivo, "moving average", etc; veja Box and Jenkins, 1976, para maiores detalhes sobre séries temporais).

Como r_1 (autocorrelação de "lag" 1) é significativo, pensou-se em duas razões para isto: em primeiro lugar que o processo gerador dos dados fosse um processo de Markov, isto é, que os dados somente tivessem simples persistência de ano para ano ("red-noise"), e, em segundo lugar, que os dados simplesmente contivessem periodicidades (modelo senoidal).

Procedeu-se ao ajuste dos modelos aos dados e analisaram-se os resíduos. Obteve-se o modelo auto-regressivo de ordem 1 (Markov):

$$X_t = \delta + \phi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

onde os estimadores de δ e ϕ são, respectivamente:

$$\hat{\delta} = (1-r_1) \bar{X} \cong 1096$$

$$\hat{\phi} = r_1 = 0,231$$

e $\bar{X} = 1431$ é a média amostral. A análise dos ruídos mostrou que estes podem ser considerados não-correlacionados (ruído-branco) e normalmente distribuídos.

O modelo senoidal é representado por:

$$X_t = \mu + A_1 \cos \omega_1 t + B_1 \sin \omega_1 t + A_2 \cos \omega_2 t + B_2 \sin \omega_2 t + \varepsilon_t, \quad (5.2)$$

onde:

$$\hat{\mu} = \bar{X} = 1431$$

$$\omega_1 = 2 \pi / 13$$

$$\omega_2 = 2 \pi / 26$$

$$\hat{A}_1 = - 86,3$$

$$\hat{B}_1 = - 243,0$$

$$\hat{A}_2 = - 55,4$$

$$\hat{B}_2 = - 204,5$$

Os resíduos para esse modelo também podem ser considerados normais e não-correlacionados.

A variância dos resíduos para o modelo auto-regressivo é aproximadamente $(475)^2$, o que mostra que este modelo explica somente 5% da variância da série original $(488)^2$. Por outro lado, a variância dos resíduos do modelo senoidal é aproximadamente $(425)^2$, o que mostra que este modelo explica em torno de 24% da variância da série original. Como se vê, mesmo este modelo que explica uma porcentagem maior da variância em relação ao modelo auto-regressivo deixa a desejar, já que esta porcentagem é pequena. É razoável supor que r_1 é significativo, não pelo fato da série ser proveniente de um processo de Markov, mas sim por ter periodicidades. Esta constatação serve como justificativa

na análise espectral da série, Seção 4.5, para o que se testou a respeito da significância das periodicidades contra a hipótese da série ser um ruído-branco, e não originária de um processo de Markov ("red-noise").

A baixa porcentagem da variância, explicada pelo modelo senoidal, obviamente terá implicações no desempenho do modelo como previsor. Com isto em mente, adotar-se-á experimentalmente o modelo senoidal para a previsão de eventos extremos da chuva em Fortaleza e verificar-se-á a eficiência do modelo, tomando-se como referência o nível de confiança de 80% para as previsões.

A Figura 5.2 sintetiza os resultados do ajuste com o modelo senoidal. O modelo senoidal com as frequências de 13 e 26 anos é representado pelas linhas cheias, justamente com a série original. Os limites do intervalo de confiança de 80% são dados por $\hat{X}_t \pm 1,28 \hat{\sigma}_r$, onde $\hat{X}_t$ são os valores estimados pelo modelo senoidal, e $\hat{\sigma}_r = 425$ é o desvio padrão dos resíduos. Estes limites foram calculados simetricamente em torno do valor estimado, e estão representados pelas linhas tracejadas na Figura 5.2. Por exemplo, num dado ano, com 80% de confiança, pode-se afirmar que o valor da precipitação cairá entre esses dois limites.

Para efeito de previsão de períodos de precipitação deficiente (ou em excesso) em Fortaleza é interessante estimar a probabilidade da precipitação anual estar abaixo (ou acima) da média. Os anos para os quais a precipitação anual cairá abaixo (ou acima) da média, com 80% ou mais de confiança, estão indicados por barras na parte inferior (superior) da Figura 5.2. Portanto, vê-se que somente quando a curva senoidal estiver na vizinhança do mínimo (máximo) é que se poderá afirmar que aquele ano terá estação chuvosa deficiente (ou em excesso), com 80% de confiança.

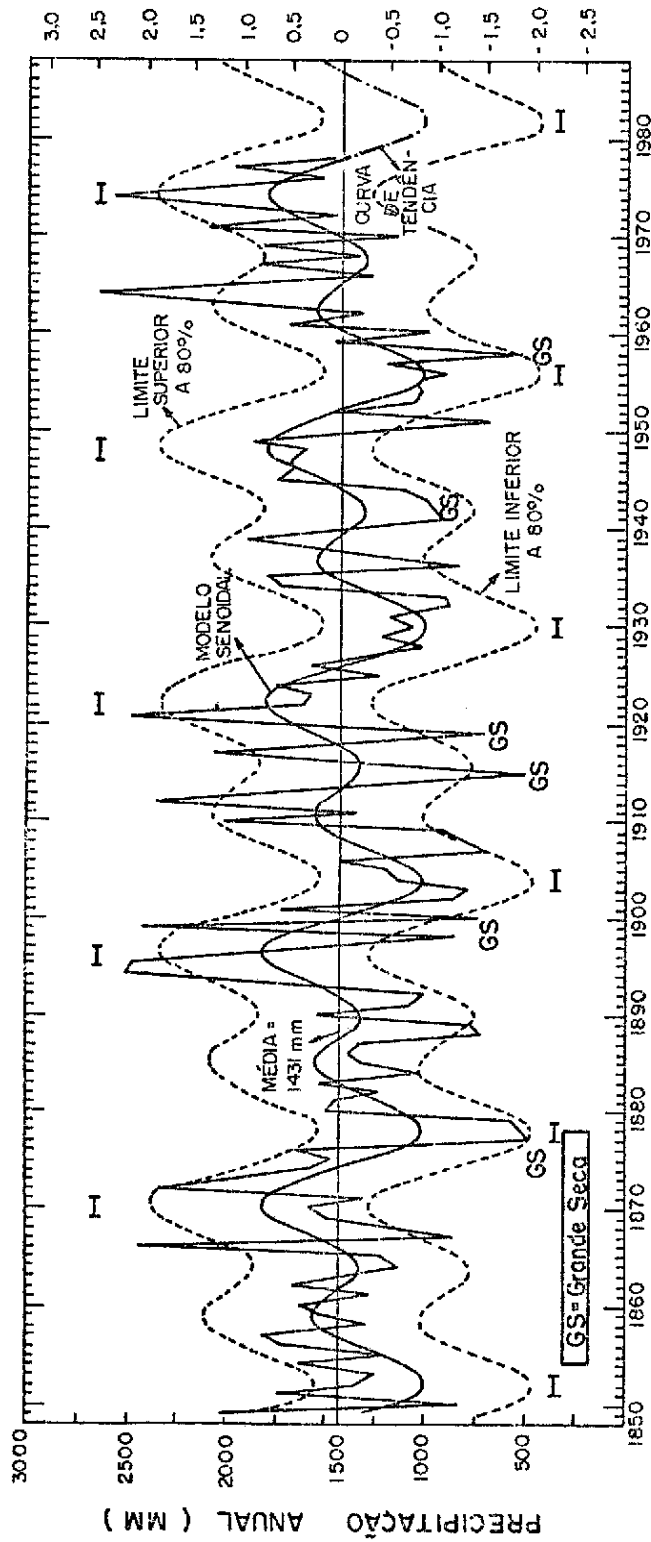


Fig. 5.2 - Totais anuais de precipitação para Fortaleza.

[Dados do período 1849-1978 onde os totais anuais foram computados para o ano hidrológico (outubro a novembro).
Modelo senoidal das periodicidades de 13 a 26 anos (linha cheia contínua) com limites de confiança simétricos ao nível de 80% (linha tracejada).
A curva de tendência (prognóstico do modelo senoidal) é indicada para o período 1979-1988 (linha traço-ponto).
As barras horizontais na parte inferior (superior) da figura indicam os anos para os quais o modelo prognosticaria precipitação abaixo (acima) da média, com 80% ou mais de confiança.
GS = Grande Seca.]

Ao nível de 80% de confiança, este modelo de previsão indica apenas que, para os anos assinalados pelas barras, haverá precipitação anual abaixo (ou acima) da média; porém, não fornecerá indicações, a este nível de confiança, sobre a ocorrência de eventos de precipitação. Desejando-se prever a possibilidade de o total anual da chuva em Fortaleza ser inferior (ou superior) à média em um desvio padrão (1431 ± 425), o nível de confiança decresceria para aproximadamente 50% para os anos nos quais a curva senoidal se encontrasse no mínimo (ou no máximo). Para os demais anos seria ainda menor.

Concluiu-se portanto, que o modelo é bastante limitado no que diz respeito à previsão de valores que se afastam consideravelmente da média; por conseguinte, o modelo é de utilidade limitada para a previsão de grandes secas no NE, visto que, pelo histórico dos dados, nos anos das grandes secas, o total anual de precipitação em Fortaleza sempre foi menor que 1000mm, e para este valor, o nível de confiança é apenas 50% ou menor,

5.3 - COMPARAÇÃO COM OUTROS ESTUDOS

Sampaio Ferraz (1950), notando que a extrapolação dos ciclos de 12,9 e 23,7 anos, detectados em seu estudo, resultava no mínimo da curva, que ocorreu em meados da década de 50 e, além disso, que o período de 7 ciclos solares (aproximadamente 78 anos), contados a partir da grande seca de 1877-1879, cairia em torno de 1956, previu a ocorrência de uma "grande seca" para meados daquela década, por acreditar que as "grandes secas", aquelas que persistem por mais de um ano, estão separadas por aproximadamente 7 ciclos solares. Na década de 50, três secas assolaram o NE, duas parciais (1951 e 1953) e um total (1958); po rém, não ocorreu a "grande seca", que persiste por mais de um ano, pre vista por Sampaio Ferraz.

Girardi e Teixeira (1978), com base na extrapolação dos ciclos de 13 e 26 anos, previram um período de 7 anos (1979 a 1985) de chuvas escassas, com tendência à ocorrência de seca. Definindo-se como

alta probabilidade de ocorrência de um evento o valor 0,80, vê-se que, com base no modelo de previsão estudado (Equação 5.2), o máximo que se poderá afirmar é que a precipitação cairá abaixo da média em 1981, 1982 e 1983, a este nível de confiança (a curva de tendência para o período 1979-1988 está indicada na Figura 5.2 pela linha traço-ponto).

A hipótese de que a anomalia de precipitação do NE pode estar ligada a OQB (Strang, 1979) merece alguma consideração. Não raro a análise espectral de parâmetros meteorológicos, inclusive de latitudes médias, apresenta alguma tendência de oscilação, mesmo que fraca, entre 2 e 3 anos. Recentemente Nobre (1980) detectou periodicidade de, aproximadamente, 28 meses no espectro da série das cotas (nível d'água) do Rio Negro em Manaus, na Região Amazônica.

Para testar se a série de Fortaleza apresenta alguma periodicidade na faixa de OQB, construiu-se o espectro dos totais mensais, após o ciclo anual ter sido removido; o espectro é apresentado na Figura 5.3. Vem-se que não há nenhum pico significativo em torno de 26 meses (período médio da OQB) nos dados de precipitação de Fortaleza.

5.4 - LIMITAÇÕES DO MODELO DE PREVISÃO

O modelo de previsão apresenta quatro limitações principais. Em primeiro lugar, há a questão da representatividade dos dados de Fortaleza. Viu-se, no entanto, que esta dificuldade é parcialmente reduzida, se o interesse for unicamente na previsão de grandes secas no NE.

Em segundo lugar, o modelo, pela sua própria natureza periódica, só indicará a ocorrência de estação chuvosa deficitária para períodos alternados de 26 em 26 anos. Pela Figura 5.2, vê-se que as grandes secas de 1900, 1915, 1919 e 1942 não seriam previstas por este modelo. Com respeito a 1958, poder-se-ia afirmar somente que a precipitação seria abaixo da média, com 75% de confiança. Portanto, das 5 grandes secas desde 1900, o modelo não forneceria *nenhuma* indicação de seca para 4 delas.

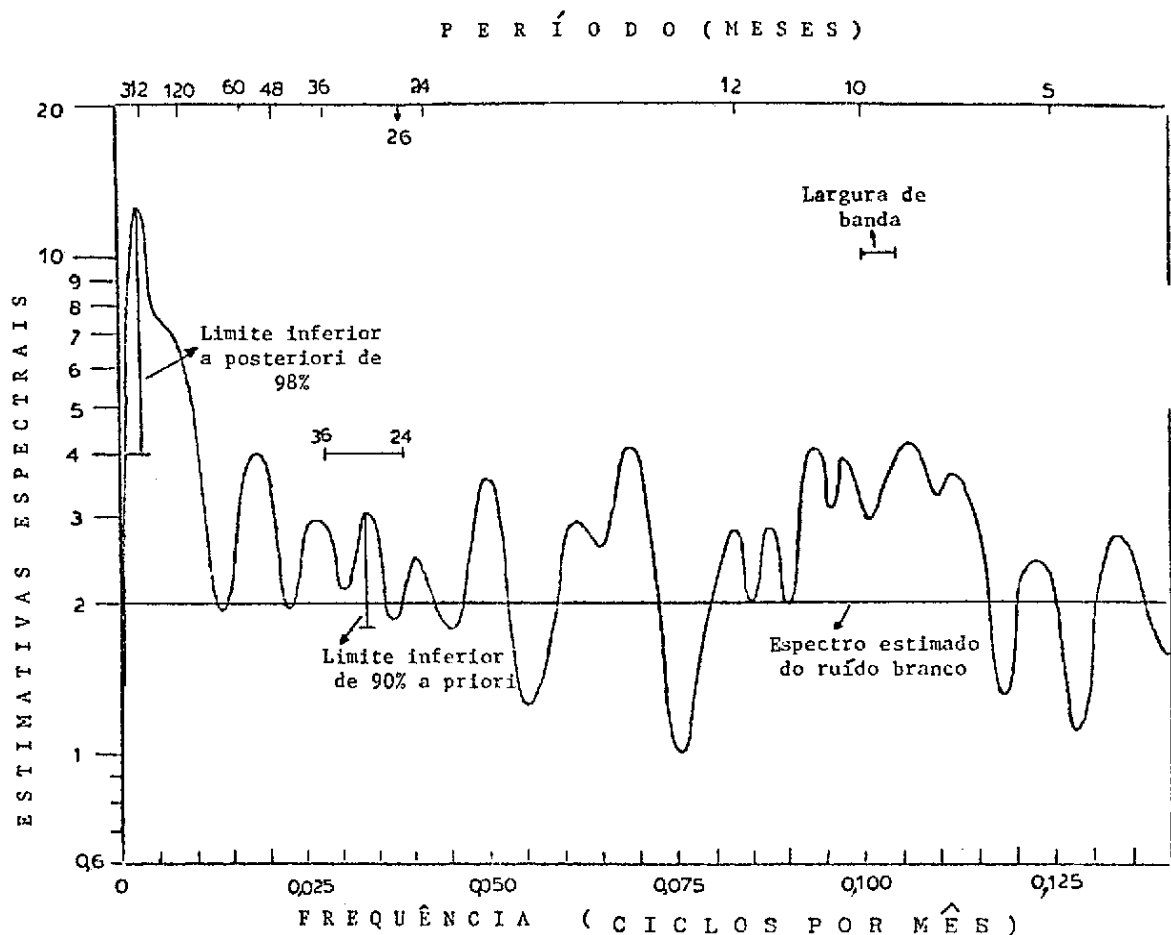


Fig. 5.3 - Estimativas espectrais suavizadas para a série dos totais mensais de precipitação de Fortaleza, após remoção do ciclo anual, plotadas numa escala logarítmica.

[Os limites de confiança de 90% a priori e 98% a posteriori estão indicados.

O espectro estimado do ruído branco (variância de dados) é mostrado. A largura de banda utilizada (0,0046) não permite discriminação das frequências 1/156 e 1/312 (períodos de 13 e 26 anos respectivamente).

Para remoção do ciclo anual, de cada total mensal é subtraído a média do respectivo mês.

O espectro somente é representado até a frequência 0,140.]

A terceira limitação é que o modelo é incapaz de prever um ano com precipitação bem abaixo da média, por exemplo abaixo de 1000mm, com confiança de 80% ou superior.

A última limitação do modelo, aliás inerente a muitos modelos baseados unicamente em correlações estatísticas e periodicidades sem firme base física estabelecida, é que justamente por não se conhecerem as causas físicas dessas periodicidades, não há garantia de que elas continuarão a existir no futuro, e este modelo de previsão baseia-se exatamente na suposição de que tais periodicidades continuarão a existir inalteradas no futuro.

Oscilações de longos períodos como 13 e 26 anos, se reais, devem ter origem em fenômenos de grande escala e, portanto, poderiam ser detectadas no espectro de outros elementos meteorológicos. Seria interessante analisar o espectro das TSO do Atlântico Tropical, e verificar a existência ou não de picos nas faixas de 13 e 26 anos, uma vez que as anomalias das TSO naquela área estão significativamente correlacionadas com anomalias de precipitação no NE.

CAPÍTULO 6

CONCLUSÕES

No presente trabalho, os totais anuais (ano hidrológico: novembro a outubro) de precipitação pluviométrica para a cidade de Fortaleza, Ceará, compreendendo um período de 130 anos, foram submetidos a uma série de testes estatísticos. Os testes das autocorrelações, de Kolmogorov-Smirnov para o periodograma, de Fisher e do espectro suavizado ("Parzen-window") demonstraram que esta série não pode ser considerada um conjunto de números aleatórios. O teste de Fisher mostrou a existência de duas periodicidades significativas, de aproximadamente 13 e 26 anos, ao nível de 95%. No espectro suavizado apenas a periodicidade de 13 anos alcançou o nível de 87% a posteriori (99% a priori).

Com base nesses resultados, procurou-se ajustar um modelo de previsão. Dois modelos foram considerados: auto-regressivo (simples persistência de ano para ano) e senoidal (soma das senóides de períodos de 13 e 26 anos). Verificou-se que este último se ajusta melhor aos dados. No entanto, estas duas componentes periódicas explicam somente 24% da variância da série. Este modelo não seria capaz de prever com alta probabilidade, por exemplo ao nível de confiança de 80%, a ocorrência de anos com precipitação se afastando consideravelmente da média; portanto, é de reduzida aplicabilidade à previsão de secas.

Além desta, há outras limitações. Pela sua natureza periódica, o modelo somente forneceria previsões para períodos mais secos, de 26 em 26 anos, e, se aplicado aos dados deste século, não teria dado indicação de anos mais secos para 4 entre 5 grandes secas nordestinas, desde 1900. O modelo também mostrou que a chuva anual em Fortaleza é mais representativa de uma maior faixa do NE, somente para anos de seca em toda a região. Esta limitação não é crítica, uma vez que o maior interesse pela previsão é prognosticar as grandes secas. Há que se considerar, também, uma suposição fundamental inerente a esse

tipo de modelo estatístico de previsão, a suposição de que as periodi
cidades continuarão a existir, praticamente inalterados no futuro. Co
mo não se conhecem mecanismos físicos que originariam periodicidades
com esses períodos, não há base para se afirmar com segurança que es
tas continuarão a se manifestar no futuro.

Concluindo, acredita-se que quaisquer prognósticos de se
cas, baseados nesse modelo de periodicidades, não justificaria um pla
nejamento econômico e social extraordinário, visto o grau de incerteza
de tais previsões. Nesse sentido, recomenda-se que métodos de previsão,
sejam estatísticos ou de outra natureza, continuem a ser pesquisados,
mas, que estejam firmemente fundamentados em bases físicas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, T.W. *The statistical analysis of time series*. New York, John Wiley. 1971. 704 p.
- BLOOMFIELD, P. *Fourier analysis of time series: an introduction*. New York, John Wiley, c 1976. 258 p.
- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco, CA, Holden-Day. 1976. 553 p.
- DE GROOT, M.H. *Probability and statistics*. Menlo Park, CA, Addison-Wesley, 1975.
- FERRAZ, J. de S. Iminência duma "grande" seca nordestina. *Revista Brasileira de Geografia*, 12(1):3-15, jan./mar. 1950.
- *Sêccas do nordeste; ensaios pelo método das correlações*. Rio de Janeiro. Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio. Diretoria de Meteorologia, 1929b. 12 p.
- Sir Gilbert Walker's formula for Ceará's droughts: suggestion for its physical explanation. *Meteorological Magazine*, 64(760):81-84, May 1929a.
- FULLER, W.A. *Introduction to statistical time series*. New York, John Wiley, c 1976. 470 p.
- GIRARDI, C.; TEIXEIRA, L. *Prognóstico de período de seca para o nordeste brasileiro*. São José dos Campos, CTA/IAE, 1978. 18 p. (IAE Relatório Técnico ECA-06/78).
- GOMES FILHO, M.F. *Um estudo sobre a influência do albedo diferencial e da orografia na circulação atmosférica: uma aplicação para o nordeste brasileiro*. Tese de Mestrado em Meteorologia. São José dos Campos, INPE, nov. 1979. 86 p. (INPE-1640-TDL/015).
- HASTENRATH, S.; HELLER, L. Dynamics of climatic hazards in northeast Brazil. *Quarterly journal of the Royal Meteorological Society*, 103(435):77-92, jan. 1977.

- JENKINS, G.M.; WATTS, D.G. *Spectral analysis and its applications*. San Francisco, CA, Holden-Day, 1968. 525 p.
- JONES, R.H.; KEARNS, J.P. Fortaleza, Ceará, Brazil rainfall. *Journal of Applied Meteorology*, 15(3):307-308, mar. 1976.
- KOUSKY, V.E. *Correlação da chuva anual de Fortaleza e parte do sul do estado do Ceará*. São José dos Campos, 1980b. Comunicação pessoal a C.A.Nobre, em 1980.
- Diurnal rainfall variation in northeast Brazil. *Monthly Weather Review*, 108(4):488-498, Apr. 1980a.
- Frontal influences on northeast Brazil. *Monthly Weather Review*, 107(9):1140-1153, Sept. 1979.
- KOUSKY, V.E.; CHU, P.S. Fluctuations in annual rainfall for northeast Brazil. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, 56(5):457-465, Oct. 1978.
- KOUSKY, V.E.; MEIRA FILHO, G. *Compilação dos dados de chuva de Fortaleza*. São José dos Campos, 1980. Comunicação pessoal a C.A.Nobre, em 1980.
- MARKHAN, C.G. Apparent periodicities in rainfall at Fortaleza, Ceará, Brazil. *Journal of Applied Meteorology*, 13(1):176-179, Feb. 1974.
- MARKHAN, C.G.; McLAIN, D.R. Sea surface temperature related to rain in Ceará, northeastern Brazil. *Nature*, 265(5592):320-323, Jan. 1977.
- MOSSMAN, R.C. Rainfall of Fortaleza, Ceará. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 45(189):69-79, 1919.
- MOURA, A.D.; SHUKLA, J. On the dynamics of drought in northeastern Brazil: Observations, theory and numerical experiment with a general circulation model. Accepted for publication in *Journal of Atmospheric Sciences*, Dec. 1981.
- NAMIAS, J. Influence of northern hemisphere general circulation on drought in northeasth Brazil. *Tellus*, 24(4):336-343, Aug. 1972.
- NOBRE, C.A. *Análise espectral das cotas do Rio Negro em Manaus*. 1980. Não publicado.

SERRA, A. As secas do nordeste. *Boletim Geográfico*, 14(132):269-270, maio/jun. 1956.

SHIMSHONI, M. On Fisher's test of significance in harmonic analysis. *Geophysical Journal of the Royal Astronomical Society*, 23:373-377, 1971.

STRANG, D.M.G. *Análises climatológicas de precipitação no nordeste do Brasil*. São José dos Campos, CTA/IAE, 1972. 29 p. + ap. c/41 p. (Relatório técnico IAE-M-02/72).

——— *Utilização dos dados pluviométricos de Fortaleza, CE, visando determinar probabilidade de anos secos chuvosos*. São José dos Campos, CTA/IAE, 1979. 40 p. + ap. c/20 p. (IAE Relatório Técnico ECA - 03/79).

WALKER, G.T. Ceará (Brazil) famines and the general air movement. *Beitrage zur Physik der Frein Atmosphere*, 14:88-93, 1928.

WORLD METEOROLOGICAL ORGANIZATION (WMO) The power spectrum and general principles of its application to the evaluation of non-randomness in climatological series: test of statistical significance applied to power spectra. In: ——— *Climatic change*. Geneva, 1966. p 36-42. (WMO Technical Note Nº 79/WMO Nº 195 TP. 100).

APÊNDICE A

TOTAIS MENSAIS DE PRECIPITAÇÃO PARA FORTALEZA (1849-1978)

ANO	NOV	DEZ	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	TOTAL ANUAL	Z
1848/1849	15	37	89	155	215	690	390	315	110	20	2	5	2043	1.25
1849/1850	5	5	50	127	60	252	140	131	54	0	12	2	838	-1.22
1850/1851	0	24	47	502	225	410	381	96	60	3	0	2	1750	0.65
1851/1852	10	70	80	215	330	252	250	140	10	0	0	5	1362	-0.14
1852/1853	4	70	10	23	310	390	196	159	36	29	16	13	1256	-0.35
1853/1854	13	38	15	195	99	420	400	404	40	2	4	4	1634	0.42
1854/1855	2	5	0	50	445	602	40	20	20	0	2	10	1196	-0.43
1855/1856	4	80	120	368	316	626	100	40	25	10	15	30	1734	0.62
1856/1857	30	80	57	276	255	510	345	245	25	0	10	5	1848	0.85
1857/1858	2	4	10	146	46	358	441	85	33	85	70	12	1292	-0.23
1858/1859	50	121	45	239	242	209	276	245	48	28	12	12	1527	0.20
1859/1860	1	0	35	306	281	346	365	142	114	30	9	17	1646	0.41
1860/1861	0	71	335	100	175	380	106	81	5	10	10	4	1277	-0.32
1861/1862	11	228	71	295	402	222	292	118	7	21	3	9	1679	0.51
1862/1863	24	4	31	210	167	447	210	269	43	17	10	5	1437	0.01
1863/1864	22	21	34	237	162	372	138	55	58	21	3	6	1129	-0.62
1864/1865	6	5	45	106	89	236	298	204	58	34	60	91	1233	-0.41
1865/1866	12	5	20	133	649	634	664	260	33	0	6	37	2453	2.09
1866/1867	25	17	10	62	251	172	167	128	10	15	7	0	864	-1.16
1867/1868	2	8	188	157	225	307	108	136	31	45	25	31	1263	-0.34
1868/1869	3	33	52	355	351	198	355	55	48	28	0	20	1498	0.14
1869/1870	2	6	102	158	490	408	276	93	2	0	5	44	1586	0.32
1870/1871	4	46	31	34	314	295	204	77	235	29	34	29	1332	-0.20
1871/1872	2	175	149	422	566	202	336	264	131	35	50	11	2343	1.87
1872/1873	1	89	309	286	428	426	287	163	0	0	2	1	1992	1.15
1873/1874	96	80	34	258	359	220	237	220	50	29	16	13	1592	0.33
1874/1875	13	38	0	176	387	372	353	80	55	0	9	2	1485	0.11
1875/1876	93	54	64	142	421	291	453	85	54	7	3	26	1693	0.54
1876/1877	22	1	24	16	84	40	102	84	44	46	20	0	483	-1.94
1877/1878	8	0	39	80	97	62	192	4	27	0	0	2	511	-1.89
1878/1879	0	0	65	48	172	88	116	26	0	15	11	29	570	-1.76
1879/1880	15	12	15	28	194	651	294	105	129	29	30	11	1512	0.17

ANO	NOV	DEZ	JAN	FEB	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	TOTAL ANUAL	Z
1880/1881	10	44	16	108	183	409	300	161	180	46	4	0	1461	0.06
1881/1882	0	16	106	80	165	317	272	193	125	13	10	0	1247	-0.38
1882/1883	0	15	216	136	387	542	103	55	0	0	4	3	1521	0.18
1883/1884	2	0	32	22	348	323	176	42	7	25	12	18	1007	-0.87
1884/1885	30	12	0	67	166	601	213	82	82	3	49	22	1327	-0.21
1885/1886	6	16	162	89	521	277	222	61	8	26	6	5	1395	-0.07
1886/1887	12	10	139	73	443	460	132	47	3	19	1	3	1342	-0.18
1887/1888	0	0	57	102	113	196	72	111	54	17	0	3	725	-1.45
1888/1889	0	11	39	106	217	63	166	125	0	7	15	16	765	-1.36
1889/1890	0	30	82	138	494	330	328	27	62	9	12	9	1521	0.18
1890/1891	3	40	84	47	155	310	328	52	31	37	6	4	1097	-0.68
1891/1892	23	0	10	107	90	440	131	118	36	21	24	17	1017	-0.85
1892/1893	4	213	305	230	273	189	201	59	13	11	18	16	1532	0.21
1893/1894	6	109	335	302	411	823	233	264	25	3	6	16	2533	2.26
1894/1895	66	21	23	160	604	468	507	263	265	64	33	30	2504	2.20
1895/1896	63	11	53	60	655	498	425	62	155	145	40	13	2200	1.58
1896/1897	16	2	84	338	258	454	259	186	156	24	30	20	1827	0.81
1897/1898	26	4	17	56	102	237	366	37	0	4	7	3	859	-1.17
1898/1899	1	33	70	638	676	553	30	140	125	150	12	6	2434	2.06
1899/1900	6	8	58	61	42	14	386	73	66	26	4	2	746	-1.40
1900/1901	0	208	42	284	412	268	224	80	96	8	49	60	1733	0.62
1901/1902	13	7	106	43	212	212	100	43	65	42	11	16	870	-1.15
1902/1903	6	22	202	74	186	162	78	44	6	2	13	2	797	-1.30
1903/1904	6	14	27	155	318	136	201	78	70	96	29	12	1142	-0.59
1904/1905	0	14	53	55	556	174	162	34	15	28	76	29	1196	-0.48
1905/1906	3	4	26	292	210	384	369	98	14	14	4	9	1427	-0.01
1906/1907	5	5	15	110	128	174	78	57	44	44	12	23	695	-1.51
1907/1908	8	4	60	104	224	176	79	56	43	43	13	23	833	-1.23
1908/1909	8	5	52	232	71	477	49	10	0	3	0	0	907	-1.07
1909/1910	18	103	163	358	450	437	366	66	41	0	2	18	2022	1.21
1910/1911	5	145	152	124	481	136	168	31	112	104	16	14	1488	0.12
1911/1912	0	35	85	665	600	386	365	205	34	58	38	6	2477	2.14
1912/1913	2	2	23	578	388	381	211	176	25	49	24	11	1870	0.90
1913/1914	11	28	208	200	302	355	135	120	74	126	11	33	1603	0.35
1914/1915	7	2	12	176	69	140	58	33	1	7	3	0	508	-1.39
1915/1916	4	27	86	135	334	372	102	164	0	0	6	0	1230	-0.41
1916/1917	18	111	529	202	320	273	446	162	10	19	18	0	2108	1.39
1917/1918	50	48	78	145	311	172	420	79	21	34	15	0	1373	-0.12
1918/1919	12	32	75	65	86	136	79	76	41	26	50	5	683	-1.53
1919/1920	12	5	21	94	510	614	296	99	79	6	14	18	1763	0.69

- A.3 -

ANO	NOV	DEZ	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	TOTAL ANUAL	Z
1920/1921	25	71	183	719	432	487	312	104	110	0	31	7	2481	2.13
1921/1922	86	25	67	41	315	375	289	103	248	38	29	2	1623	0.39
1922/1923	63	20	46	421	306	387	170	48	93	7	13	6	1580	0.31
1923/1924	8	8	70	256	564	300	239	233	35	16	26	3	1758	0.67
1924/1925	15	90	70	201	225	337	168	24	31	10	30	13	1212	-0.45
1925/1926	23	7	85	236	379	493	219	94	28	0	0	20	1584	0.31
1926/1927	14	3	61	71	192	501	184	90	31	2	7	8	1164	-0.58
1927/1928	18	30	103	69	347	262	98	43	4	3	12	24	1013	-0.86
1928/1929	6	24	60	343	167	194	229	128	43	0	14	32	1240	-0.39
1929/1930	10	10	118	114	156	384	62	117	78	8	4	19	1080	-0.72
1930/1931	3	44	96	306	295	257	57	47	36	0	18	8	1167	-0.54
1931/1932	4	9	89	244	191	66	66	108	38	36	22	9	882	-1.13
1932/1933	2	8	92	82	152	437	72	15	30	6	8	10	914	-1.06
1933/1934	24	9	254	198	498	278	312	113	0	15	39	5	1745	0.64
1934/1935	54	122	229	311	261	422	204	112	53	2	33	6	1809	0.77
1935/1936	8	20	37	208	145	94	184	79	28	4	15	7	829	-1.23
1936/1937	5	14	4	192	143	325	295	151	75	20	58	18	1300	-0.27
1937/1938	9	23	140	82	385	502	220	142	18	22	16	11	1570	0.28
1938/1939	43	5	72	564	431	280	287	86	55	23	50	14	1911	0.98
1939/1940	47	4	81	159	293	323	266	186	40	25	21	11	1459	0.06
1940/1941	1	38	12	178	256	253	68	66	22	25	2	4	925	-1.04
1941/1942	7	23	27	77	302	237	125	118	6	16	0	22	960	-0.97
1942/1943	5	24	37	51	250	307	162	70	42	34	23	1	1006	-0.87
1943/1944	16	49	88	75	330	324	169	47	13	2	4	3	1120	-0.64
1944/1945	0	35	136	375	196	437	271	196	75	15	12	10	1758	0.67
1945/1946	19	37	238	278	347	462	112	140	17	9	9	9	1677	0.50
1946/1947	2	101	54	167	486	358	340	54	118	2	12	3	1697	0.55
1947/1948	117	115	43	57	526	210	240	220	43	7	24	9	1611	0.37
1948/1949	3	2	30	110	460	357	634	232	19	16	8	4	1875	0.91
1949/1950	7	4	92	126	319	279	172	1	32	1	5	8	1046	-0.79
1950/1951	21	21	8	1	32	320	73	194	19	0	0	3	692	-1.51
1951/1952	78	19	96	116	486	448	146	23	22	12	5	12	1463	0.07
1952/1953	2	10	53	76	227	433	120	101	2	4	28	11	1007	-0.75
1953/1954	2	11	28	226	249	202	182	112	11	4	1	4	1032	-0.82
1954/1955	5	8	86	93	163	394	170	55	20	6	26	29	1055	-0.77
1955/1956	15	95	60	128	154	207	106	51	29	47	11	2	905	-1.08
1956/1957	3	8	121	20	424	404	111	30	10	27	33	18	1209	-0.45
1957/1958	2	25	16	28	56	86	125	97	67	7	6	4	519	-1.87
1958/1959	4	8	137	198	448	208	356	84	4	24	12	5	1488	0.12
1959/1960	8	9	16	14	429	231	123	79	4	6	6	17	992	-0.90

ANO	NOV	DEZ	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	TOTAL ANUAL	
1960/1961	2	34	163	465	288	349	183	76	116	0	16	5	1697	0.55
1961/1962	8	68	72	100	311	381	172	93	8	29	31	7	1310	-0.25
1962/1963	12	12	221	249	630	586	119	42	4	0	6	2	1883	0.93
1963/1964	34	209	294	504	388	559	311	95	146	26	78	9	2653	2.50
1964/1965	4	14	113	10	219	469	384	314	61	28	14	6	1636	0.42
1965/1966	2	10	27	48	182	329	300	154	156	16	45	2	1271	-0.33
1966/1967	19	10	22	402	363	359	338	182	88	32	23	18	1856	0.87
1967/1968	3	9	260	107	211	342	291	20	60	11	7	27	1348	-0.17
1968/1969	2	47	81	101	490	350	375	152	184	27	19	20	1848	0.85
1969/1970	2	4	93	39	221	579	54	89	33	15	4	6	1139	-0.60
1970/1971	47	12	247	178	329	215	450	259	298	29	8	30	2102	1.38
1971/1972	11	39	36	98	175	186	305	250	112	190	17	8	1427	-0.01
1972/1973	4	42	114	287	358	492	340	265	165	55	18	11	2151	1.48
1973/1974	25	17	352	275	528	587	466	179	30	25	48	28	2560	2.31
1974/1975	26	131	104	132	484	253	422	158	120	12	36	14	1892	0.94
1975/1976	17	102	54	364	334	371	112	71	37	24	5	12	1503	0.15
1976/1977	21	11	225	155	251	339	195	499	219	36	7	39	1997	1.16
1977/1978	3	3	78	284	199	241	269	89	226	10	34	23	1459	0.06

$Z = \left[\frac{\text{TOTAL ANUAL DE PRECIPITAÇÃO} - \text{MÉDIA DO PERÍODO 1849-1978}}{\text{DESVIO-PADRÃO}} \right]$ (1431 mm) / (488 mm)

OBS: os meses grifados são aqueles nos quais faltam dados; as médias mensais do respectivo mês preencheram estas lacunas.

APÊNDICE B

MÉDIAS E DESVIOS-PADRÕES DOS TOTAIS MENSIS DE PRECIPITAÇÃO PARA
FORTALEZA (1849-1978)

	NOV	DEZ	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	ANUAL
MÉDIA	15	37	92	184	302	339	232	118	58	23	17	13	1431
MÁXIMO	131	228	529	719	676	823	670	427	298	190	78	91	2653
MÍNIMO	0	0	0	1	32	14	30	1	0	0	0	0	483
σ	21	47	88	144	151	149	125	83	60	30	16	13	488
σ /MÉDIA	1,40	1,27	0,96	0,78	0,50	0,44	0,54	0,70	1,03	1,30	0,94	1,00	0,34