

Análise espectral da temperatura mínima média em dois trimestres numa região homogênea do Rio Grande do Sul

Spectral analysis of minimum mean temperatures of two quarters in a homogeneous region of Rio Grande do Sul

Diunio Mezzomo¹, Gilberto Barbosa Diniz², João Baptista da Silva³

Resumo: Este trabalho teve como objetivo um estudo do comportamento das temperaturas mínimas médias trimestrais no Rio Grande do Sul, em 90 anos de observações, de 1913 a 2002. Foram determinadas, pela técnica da análise de agrupamentos, cinco “regiões homogêneas” com relação a essa temperatura. Foram calculadas as médias das temperaturas mínimas médias trimestrais, das estações da região homogênea que abrange Pelotas, obtendo-se duas séries de 90 dados cada uma. Essas séries foram submetidas a uma análise espectral baseada na Transformada de Fourier Discreta, no intuito de identificar periodicidades. Em cada série, foram utilizados 84 anos, de 1913 a 1996, para a determinação dos modelos e os seis anos restantes, de 1997 a 2002, para projeções. Os periodogramas, estimadores do espectro, evidenciaram alguns picos destacados, indicando as frequências mais importantes selecionadas para compor os modelos. Assim, os modelos estimados ficaram constituídos por: três ondas, com períodos de 28,0; 6,5 e 3,5 anos, para o primeiro trimestre e seis ondas, de 9,3; 7,6; 6,5; 4,7; 3,8 e 3,5 anos, para o segundo trimestre. Constatou-se, pelas análises dos resíduos e pelo teste t, que os modelos estabelecidos são válidos para representar os dados e que podem ser usados para previsões.

Palavras-chave: análise de agrupamento; análise espectral; periodograma; Transformada de Fourier Discreta; temperatura mínima.

Abstract: This work aimed to study the behaviour of the mean quarterly minimum temperatures in Rio Grande do Sul state, Brazil, during 90 years (1913 – 2002) of observation. Five “homogeneous regions” were determined by “Cluster Analysis” technique. The homogeneous region in which is included the meteorological station of Pelotas was selected. The average of the mean quarter minimum temperature in this area was determined, resulting two series with ninety data each. These series were submitted to a spectral analysis, based on the “Discrete Fourier Transform”, to identify periodicities in these temporal series. In each series, 84 years (1913 to 1996) were used to determine the model parameters and the six remaining years (1997 to 2002) were used for forecasting. The periodogram, evidenced some detached peak, indicating the most important frequencies selected to compose the models. In this way, the estimated models were constituted three waves with periods of 28,0; 6,5 and 3,5 years, for the first quarter and six waves with periods of 9,3; 7,6; 6,5; 4,7; 3,8 and 3,5 years, for the second quarter. It was noticed by the autocorrelation of the residues that the established models were valid to represent the data and can be used to forecast.

Keywords: cluster analysis; spectral analysis; periodogram; Discrete Fourier Transform; minimum temperature.

Introdução

O Estado do Rio Grande do Sul caracteriza-se por uma intensa atividade agropecuária, com grande diversidade de culturas. O conhecimento do comportamento das variáveis climáticas é de suma importância para o planejamento das atividades agrícolas, tais como o das culturas mais adequadas e a determinação da melhor época para o plantio.

A temperatura mínima destaca-se como um dos fatores mais importantes para a germinação e crescimento de espécies vegetais (trigos hibernais, frutíferas). Como uma variável aleatória, a temperatura mínima apresenta variações dentro dos anos e entre os anos, tornando indispensável um estudo mais aprofundado na busca de padrões de comportamento (AMARAL et al, 1975b; BAPTISTA DA SILVA et al, 1991).

¹ Conjunto Agrotécnico Visconde da Graça/UFPEL, Av. Ildefonso Simões Lopes, 1791, Pelotas/RS, Brasil. e-mail: diunioimezzomo@yahoo.com.br

² Centro de Pesquisas e Previsões Meteorológicas/ Fac. Met/UFPEL, Av. Ildefonso Simões Lopes, 1791, Pelotas/RS, Brasil

³ Instituto de Física e Matemática/UFPEL, Rua Professor Paulo Marcant, 462, Pelotas/RS, Brasil

Dentre as diversas metodologias de previsão do comportamento das variáveis climáticas destacam-se aquelas baseadas em observações registradas no passado. De acordo com MORETTIN & TOLOI (1981), a idéia básica na formulação destes modelos consiste no fato de que o passado é o melhor elemento para se estimar o futuro. Desta forma, modelos são criados baseados em observações passadas na tentativa de se projetar para o futuro o comportamento de determinado fenômeno (FERRAZ, 1999).

Neste trabalho, será dada atenção especial para o “modelo espectral” cuja técnica possibilita identificar possíveis periodicidades existentes numa série temporal e, a partir delas, criar um modelo que descreva, no domínio da frequência, o comportamento da variável em estudo no período das observações e, ao mesmo tempo, que possa ser usado como modelo de previsão para valores futuros.

Este estudo pode ser feito separadamente por estações meteorológicas ou, então, por meio de espaços geográficos, abrangendo áreas que incluam mais de uma estação, com a vantagem de não se trabalhar de forma pontual. Essas regiões de estudo podem ser obtidas através de técnicas estatísticas de classificação, como a Análise de Agrupamentos. O objetivo desta metodologia é o de reunir um conjunto de unidades, neste caso, estações meteorológicas, em grupos homogêneos, aqui chamados de “regiões homogêneas”. Esta forma de zoneamento permite fazer estudos levando em consideração as especificidades regionais.

Foi feito, inicialmente, um estudo para determinação das regiões homogêneas para o Estado do Rio Grande do Sul em relação à temperatura mínima média trimestral para dois trimestres do ano, trimestre de verão e trimestre de inverno, através de técnicas de análise multivariada. Obtidas essas regiões, foi escolhida uma para estudo, a região que abrange o município de Pelotas.

Para este trabalho, destacam-se, desta forma, os seguintes objetivos:

1- Determinação das regiões homogêneas de temperaturas mínimas médias trimestrais, dos trimestres de verão e inverno, no Estado do Rio Grande do Sul, através da técnica da análise de agrupamentos;

2 - Seleção de uma região homogênea, a que contém a estação meteorológica de Pelotas, para a aplicação da análise espectral;

3 - Identificação, pela análise espectral, dos harmônicos mais significativos na série temporal de temperaturas mínimas médias trimestrais na região homogênea selecionada, propondo, para cada trimestre, um modelo para descrição do comportamento dessa variável;

4 - Avaliação do desempenho dos modelos em relação aos dados observados e em relação a estimativas futuras (previsão).

Material e Métodos

Dados

Foram utilizados, neste trabalho, dados mensais de temperaturas mínimas médias, correspondentes aos meses de verão (janeiro, fevereiro e março) e de inverno (julho, agosto e setembro), obtidos em 40 estações meteorológicas no Rio Grande do Sul, no período de 1913 a 2002, perfazendo um total de 90 anos de dados. Esses dados foram obtidos junto ao Instituto Nacional de Meteorologia – INMET (8^o Distrito de Meteorologia – Porto Alegre) do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), e junto à Fundação Estadual de Pesquisas Agropecuárias (FEPAGRO), da Secretaria de Ciência e Tecnologia (SCT) do Estado do Rio Grande do Sul. As séries já tiveram suas falhas preenchidas através do “método das correlações” aplicado por DINIZ (2002).

A figura 1 mostra a localização espacial das estações meteorológicas. Como pode ser visto, elas estão distribuídas de modo a cobrir todo o território do Rio Grande do Sul. Embora sua distribuição não seja a ideal, concentrando-se mais em algumas regiões do que em outras, pode-se considerar os dados como representativos de todas as sub-regiões ecoclimáticas do Estado.

A matriz dos dados originais foi organizada calculando-se a média, das temperaturas mínimas médias do primeiro trimestre do ano civil, abrangendo os meses de janeiro, fevereiro e março, designado “trimestre 1” e os meses de julho, agosto e setembro, “trimestre 2”. A escolha destes trimestres deu-se devido ao fato de nos mesmos estarem os extremos da variável estudada. O estudo dos outros dois trimestres do ano podem ser encontrados em MEZZOMO (2005).

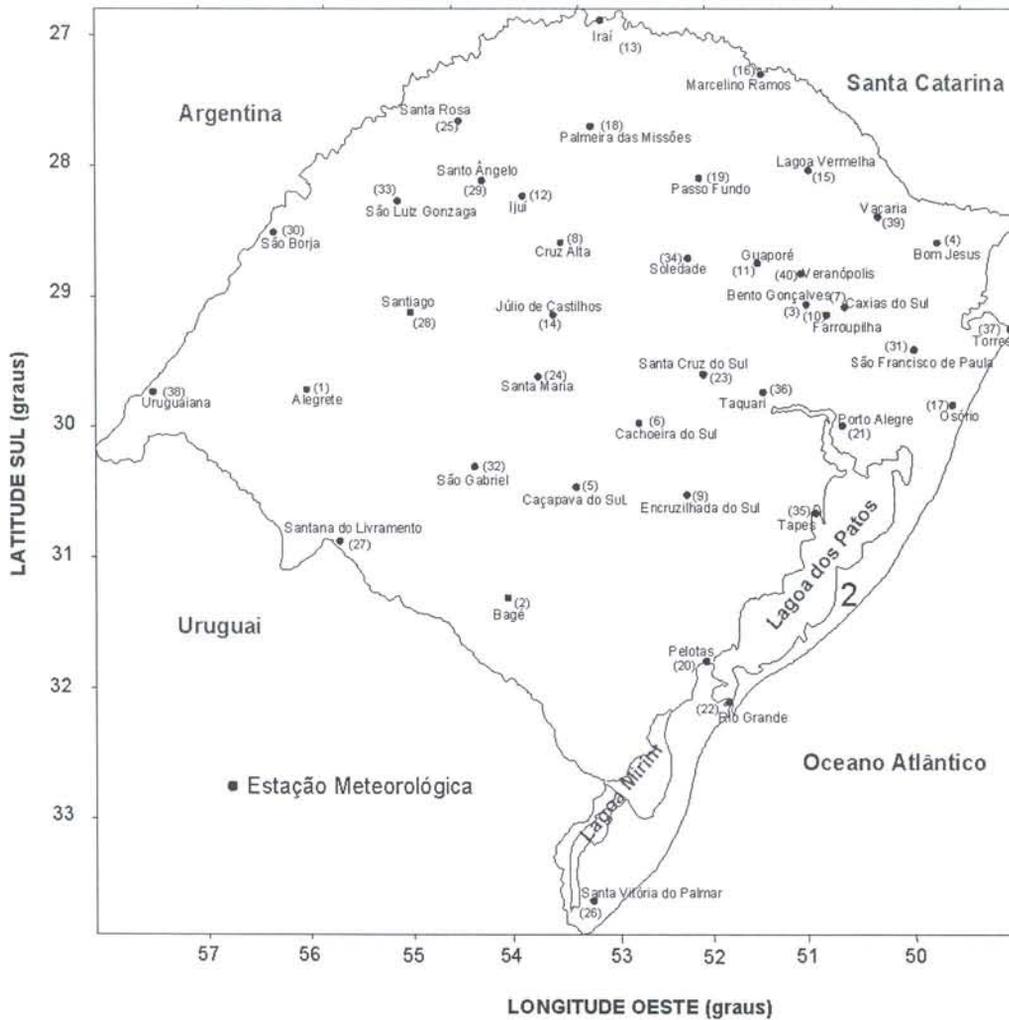


Figura 1. Distribuição espacial das estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul utilizadas neste trabalho.

Cada trimestre foi organizado em uma matriz de dados com “n” linhas, representando as estações meteorológicas da rede, e em “p” colunas, indicando os 90 anos de observações, mais as coordenadas de posição (altitude, latitude e longitude). As linhas variam, portanto, de 1 a 40 e as colunas de 1 a 93.

Como foram incluídas as coordenadas de posição, os dados da matriz ficaram com unidades diferentes. Para se obter a uniformidade dos mesmos foi necessário padronizá-los.

Metodologia

Foram aplicados, em cada matriz de dados padronizados, métodos hierárquicos aglomerativos de agrupamentos. Entre os diversos métodos de agrupamentos encontrados na literatura (EVERITT, 1974; BASSAB, 1990;) optou-se pelos da ligação simples, da ligação completa, da centróide e o de Ward, tendo como função de agrupamento a distância euclidiana, com exceção do método de Ward, para o qual a função de agrupamento foi a distância quadrática.

$$X_{(n \times p)} = \begin{pmatrix} X_{11} & X_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & X_{2p} \\ \cdot & & & & & \cdot \\ \cdot & & & & & \cdot \\ X_{n1} & X_{n2} & \cdot & \cdot & \cdot & X_{np} \end{pmatrix} \quad (1)$$

A aplicação desses vários métodos se justifica pelo fato de que cada um, aplicado ao mesmo conjunto de dados, gera diferentes estruturas, podendo-se optar por aquela que melhor reflita as características climáticas do Estado do Rio Grande do Sul.

O número de grupos, bem como sua composição, foram determinados de forma subjetiva através de um corte no dendrograma, de modo que garantisse um número razoável de estações em cada grupo e a estrutura dos grupos se aproximasse da classificação fisiográfica do Estado. Cada grupo formado foi designado de "região homogênea".

Obtidas as regiões homogêneas do Estado do Rio Grande do Sul (cinco no total), foi feito um estudo do comportamento da temperatura mínima média, por trimestre, naquela que engloba o município de Pelotas. Foi determinada a média das temperaturas mínimas médias trimestrais das estações que compõe essa região, obtendo-se as "séries trimestrais regionais". Cada série, verão e inverno, está composta por noventa dados, um para cada ano de observação.

Verificou-se a normalidade e a homogeneidade das variâncias dos dados pela aplicação dos testes de Shapiro-Wilk (Teste SW), para a normalidade e o de Cochran, para a homogeneidade. Caso não se verificassem essas propriedades, buscar-se-ia uma transformação adequada dos dados.

A cada série trimestral da região homogênea, que contém a estação de Pelotas, foi aplicada a técnica da análise espectral, baseada na Transformada Discreta de Fourier, para identificação dos possíveis harmônicos existentes e de sua importância na composição do modelo de temperaturas mínimas médias para a região. Foi utilizada a série dos dados de 1913 a 1996, 84 anos, para a análise espectral e modelagem e dos 6 anos restantes, de 1997 a 2002, para previsões.

O modelo, baseado na representação periódica (PRIESTLEY, 2004), apresenta a forma

$$\hat{X}_t = \frac{A_0}{2} + \sum_n [A_n \cos \omega_n t + B_n \sin \omega_n t] + e_t \quad (2)$$

onde:

\hat{X}_t : valor estimado da variável temporal.

ω_n : frequência angular da n-ésima onda.

A_n e B_n : parâmetros a serem estimados.

e_t : erros

$t = 0, 1, 2, \dots, (N-1)$; $n = 1, 2, 3, \dots, I(N/2)$;

N = número de observações.

A seleção das ondas utilizadas na composição dos modelos foi baseada na magnitude dos picos no periodograma (BAPTISTA DA SILVA, 2001) e, aqui, também na observação dos valores estimados da função de densidade espectral. Foram incluídas, em cada modelo, as componentes $\sin \omega_n$ e $\cos \omega_n$ que tiveram coeficientes significativos, estimados segundo a técnica da regressão linear múltipla. Cada modelo está composto por um número adequado de ondas, de modo a garantir uma representatividade significativa dos dados, sem que se torne excessivamente complexo.

O periodograma apresenta no eixo das abscissas a frequência e nas ordenadas o valor do periodograma calculado pela soma dos quadrados dos coeficientes do seno e do cosseno, em cada frequência, multiplicada por $N/2$, ou seja

$$I_n = \frac{N}{2} (A_n^2 + B_n^2) \quad (3)$$

Estimado o modelo, a verificação do seu ajuste foi feita pela análise dos resíduos e pelo teste t de Student.

Se os modelos são verdadeiros, os resíduos devem ser normais e independentes, ou seja, constituir-se num ruído branco. Se os modelos são adequados, os resíduos estimados devem estar próximos dos resíduos reais e ser aproximadamente não correlacionados. Para se verificar isso, foram aplicados dois testes, descritos a seguir, baseados na análise das auto-correlações dos resíduos.

Define-se a função de autocorrelação de z com lag k , como

$$r_k = \frac{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})}{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})^2}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

Se os r_k indicarem as auto-correlações dos resíduos \hat{e}_t , então deve-se ter $r_k \cong 0$. Tendo-se em vista que r_k tem aproximadamente distribuição normal, com média zero e variância $1/N$, pode-se considerar, de um modo geral, que o modelo é adequado quando r_k está dentro do intervalo $\pm 2/\sqrt{N}$, aceitando-se, no máximo, 5% dos seus valores fora deste intervalo, para $\alpha = 0,05$ (Teste 1).

Determina-se, também, a existência de ruído branco a partir da comparação de r_k com $\pm 2\sigma(r_k)$, onde $\sigma(r_k)$, desvio padrão de r_k é definido como

$$\sigma(r_k) \cong \left[\frac{1}{N} \left(1 + 2 \sum_{v=1}^q \rho_v^2 \right) \right]^{1/2}, \quad k > q \quad (5)$$

onde q é o maior "lag", além do qual as funções de auto-correlação tendem a zero. (Mais detalhes em BOX et al., 1994).

Considerando-se que a série seja um processo "ruído branco", isto é, que todas as auto-correlações são iguais a zero, o erro padrão de r_k fica determinado como

$$\sigma(r_k) = \sqrt{\frac{1}{N} \left[\frac{N-k}{N+2} \right]} \quad (6)$$

Novamente, aceita-se como ruído branco quando, no máximo, 5% das auto-correlações ficam fora do intervalo $\pm 2\sigma(r_k)$, para $\alpha = 0,05$ (Teste 2).

O teste t (de Student) pode, igualmente, ser utilizado para verificação do ajuste dos modelos (TOGRUL & TOGRUL, 2002). 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. Uma medida estatística baseada no teste t permite que os modelos sejam comparados e, ao mesmo tempo, indica se suas estimativas são estatisticamente significativas.

O valor de t, a ser calculado, é

$$t = \sqrt{\frac{(N-1)MBE^2}{RMSE^2 - MBE^2}}, \quad (7)$$

onde:

$$MBE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_o - X_e), \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_o - X_e)^2} \quad (8)$$

com X_o = valor observado e X_e = valor estimado pelo modelo.

Este valor deve ser comparado com o valor de t da tabela bilateral, para o nível de significância escolhido, com (N-1) graus de liberdade. Quanto menor o valor de t, comparado com o valor limite da tabela, melhor a performance do modelo.

Resultados e Discussão

Regiões Homogêneas

A determinação das regiões homogêneas do Estado do Rio Grande do Sul com relação à temperatura mínima média trimestral, foi feita, conforme recomenda a literatura especializada (BASSAB et al, 1990; DINIZ, 2002; EVERIT, 1999), com a utilização de mais de um método de agrupamento, com os objetivos de comparar os resultados e escolher o mais adequado para

representar o fenômeno em estudo. Dos quatro métodos testados, o que melhor representou a fisiografia do Estado foi o método de Ward.

Como no processo de agrupamentos, o número de grupos mais adequado é função do tamanho da série de dados, bem como dos objetivos a serem atingidos, optou-se pela formação de cinco grupos, ou regiões homogêneas, por apresentar um número satisfatório de estações meteorológicas dentro de cada um deles.

As Figuras 2a e 2b mostram as regiões homogêneas (R_1 a R_5) de temperaturas mínimas médias trimestrais do Estado do Rio Grande do Sul, para os dois trimestres estudados, destacando-se àquela que contém a estação meteorológica de Pelotas. Os limites das áreas nos mapas foram feitos apenas para permitir uma visualização das regiões, obtidas pelo contorno dos municípios vizinhos de cada estação meteorológica abrangida.

Como a aproximação física não garante a similaridade climática entre elas, a mesma região homogênea aparece em áreas separadas do Estado. Percebe-se claramente isso no trimestre 2 (Figura 2b) onde a influência da geografia no comportamento da temperatura separa física e temporalmente uma região climaticamente homogênea em duas partes. Destas, uma ao norte, situada no planalto médio e outra na serra do sudeste, separadas pela depressão central, conseqüentemente, mais quente. Percebe-se também a influência da latitude, colocando estações ao nível do mar (Santa Vitória do Palmar: estação 26) no mesmo grupo homogêneo de estações na serra (estações 5 e 9).

As regiões homogêneas aqui encontradas correspondem, aproximadamente, às determinadas por DINIZ (2002), que utilizou, como variável de agrupamento, a temperatura mínima média mensal para os meses centrais das estações do ano, ou seja, janeiro e julho, que neste trabalho, correspondem ao primeiro mês de cada trimestre em estudo. Este autor optou pela formação de quatro regiões homogêneas, ao contrário deste trabalho em que foram determinados cinco grupos. O método utilizado foi o da ligação completa ao invés do método de Ward aqui adotado. Mesmo assim, observa-se uma grande coerência na maioria dos resultados.

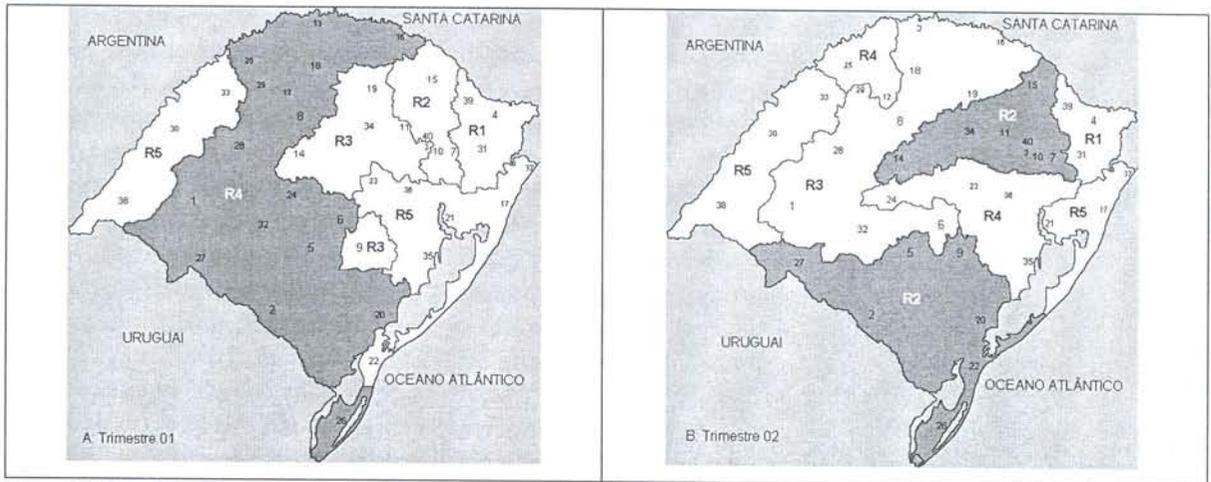


Figura 2. Regiões Homogêneas do Estado do RS com relação às temperaturas mínimas médias trimestrais de 1913 a 2002, com destaque para a que contém a estação meteorológica de Pelotas: a) trimestre 1 e b) trimestre 2.

Análise Espectral

A partir das temperaturas mínimas médias trimestrais das estações meteorológicas que compõem a região homogênea, onde Pelotas está incluída (R₄ na Figura 2a e R₂ na Figura 2b) foram obtidas as médias das estações, constituindo-se duas matrizes com 90 dados cada uma, uma para cada trimestre.

Para testar a normalidade dos dados, foi aplicado o teste de Shapiro-Wilk ($W_{0,05;90} = 0,975$). Verificou-se que o teste foi não significativo, ao nível de 5%, para os dois trimestres ($W_1 = 0,988$ e $W_2 = 0,982$) e que, portanto, os dados seguem a distribuição normal (SHAPIRO, 1990).

Para verificar a homogeneidade das variâncias, cada série de dados foi dividida em nove grupos de dez dados, procedendo-se o cálculo da média e da variância em cada grupo. Aplicou-se o teste de homogeneidade de Cochran ($C_{0,05;9;9} = 0,266$), verificando-se que, para o trimestre 1 ($C = 0,208$), foi não significativo ao nível de 5%, ou seja, verifica-se a homogeneidade das variâncias. Para o trimestre 2 o teste mostrou-se significativo ao nível de 5%, porém com um valor calculado ($C = 0,270$) muito próximo do valor tabelado. Isto nos permitiu considerar que a homogeneidade de variâncias é verificada, aproximadamente, também para este trimestre (DIXON & MASSEY Jr, 1969). Desta forma, constatou-se não haver necessidade de se proceder a uma transformação dos dados, trabalhando-se com seus valores originais. Nas Figuras 3a e 3b estão representados graficamente os dados originais dos dois trimestres. Uma simples análise visual mostra existir tendência crescente nestas séries temporais. As equações da regressão linear estimadas, para os dois trimestres, foram as seguintes:

Trimestre 1:

$$Y = 17,007 + 0,01737 t, p < 0,0001, r^2 = 0,37 \quad (9)$$

Trimestre 2:

$$Y = 8,082 + 0,01646 t, p < 0,0001, r^2 = 0,20 t = 1, 2, \dots, 84 \quad (10)$$

Os coeficientes angulares em cada equação de regressão linear mostraram que, em 100 anos, a temperatura mínima média trimestral apresentou um aumento de 1,7°C e 1,6°C, respectivamente. Com relação às possíveis causas desta elevação gradativa das temperaturas mínimas médias trimestrais no Estado, limitar-se-á a tecer somente alguns comentários, sem tomar nenhuma posição conclusiva sobre este fato.

Pode-se apontar, como possíveis causas que influenciaram o aumento das temperaturas mínimas: os erros na coleta dos dados, as prováveis mudanças dos equipamentos ocorrida ao longo dos 90 anos de observações, a modificação do ambiente que envolve as estações, a mudança de localização de algumas e a urbanização ocorrida nas proximidades das estações.

Convém salientar igualmente que, no período de estudo, houve a ocorrência de 28 casos de “El Niño” (BERLATO & FONTANA, 2003), fenômeno que, por aumentar as precipitações no Estado, impede, pelo aumento de nebulosidade, perdas radiativas de calor, produzindo temperaturas mínimas mais altas.

Mas a consideração mais importante a ser feita é, sem dúvida, a de um alerta, pois, pode este ser mais um indicador que aponta para a confirmação do “aquecimento global”. Mesmo que o estudo desenvolvido neste trabalho tenha levado em consideração somente as temperaturas mínimas e não as máximas ou as médias, esta tendência positiva da temperatura mínima, embora possa ser atribuída a fenômenos puramente locais, não pode ser desvinculada do aumento global das temperaturas, sobre o qual há um consenso cada vez maior entre os cientistas.

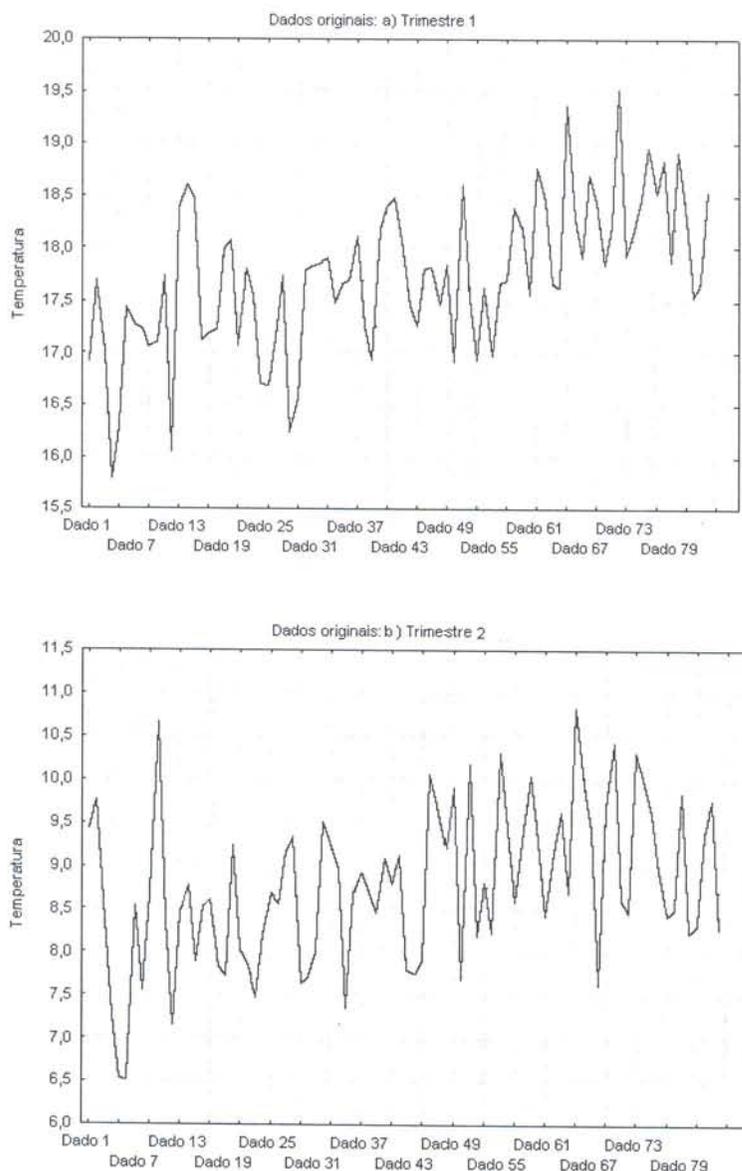


Figura 3. Representação gráfica das temperaturas mínimas médias trimestrais (em °C) para a região homogênea do Estado do RS em estudo, de 1913 a 2002: a) trimestre 1, b) trimestre 2.

A seguir, foi eliminada a tendência nos dados das séries temporais em estudo, com o objetivo de obter-se a estacionariedade necessária para aplicação da análise espectral.

Modelos

As séries de dados, sem tendência, foram submetidas a uma análise espectral, baseada na Transformada de Fourier Discreta. As Figuras 4a e 4b) mostram os periodogramas obtidos através de software estatístico apropriado (STATISTICA). No eixo horizontal estão representadas as frequências e, no eixo vertical, os valores do periodograma calculados conforme equação (3). Em cada periodograma, observamos alguns picos destacados, indicando as possíveis periodicidades existentes.

A seleção das ondas foi feita com base na magnitude das ordenadas no periodograma e na observação dos valores da função de densidade espectral. Incluiu-se nos modelos um número de ondas que garanta a representatividade dos dados, sem torná-los demasiadamente complexos.

Os modelos foram constituídos pelas componentes periódicas ($\cos\omega_n$ e $\sin\omega_n$) que tiveram coeficientes significativos segundo a técnica da regressão linear múltipla. As estimativas dos parâmetros (coeficientes) foram testadas pelo teste *t*, ao nível de probabilidade de 5%.

Na versão final dos modelos, conforme equação 2, foi acrescentada a expressão da tendência linear, que fora eliminada dos dados originais, na busca da estacionariedade exigida pela análise espectral.

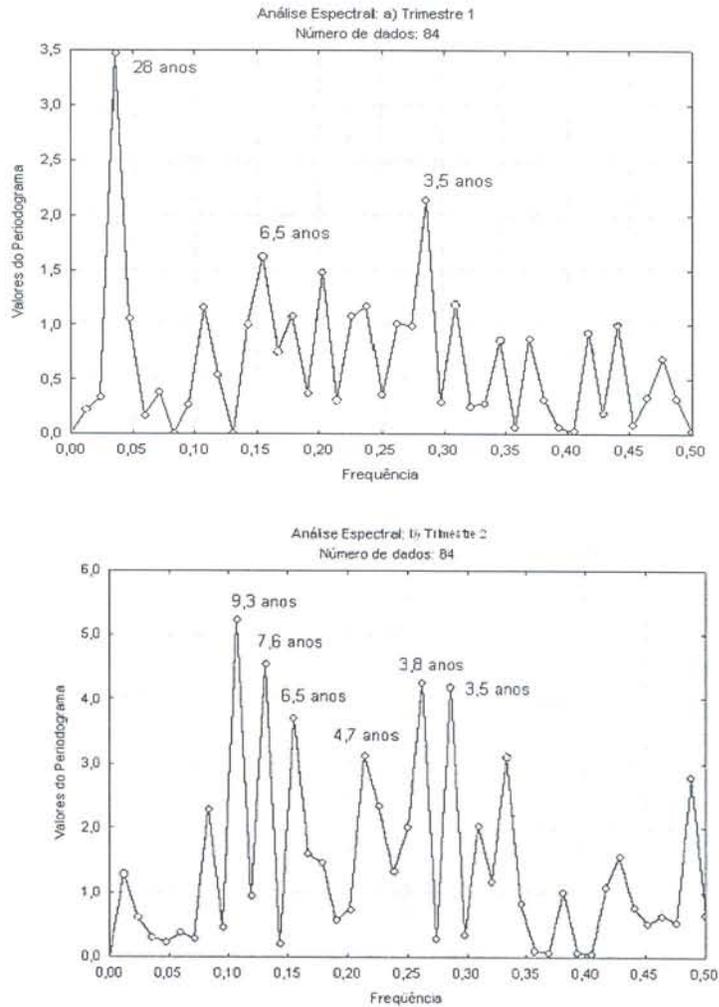


Figura 4. Periodogramas indicando os picos mais destacados, em anos: a) trimestre 1, b) trimestre 2.

Nas Tabelas 1a e 1b são mostradas as ondas selecionadas nos dois trimestres, indicando a frequência angular, o período em anos, os coeficientes (significativos) estimados dos cossenos e senos, os valores do periodograma e da função de densidade espectral, correspondentes.

A periodicidade de 28 anos aparece como a mais destacada no trimestre de verão (trimestre 1), com o correspondente valor do periodograma igual ao dobro do da terceira onda mais destacada, a de período igual a 6,5 anos, e uma vez e meia maior do que o da segunda onda, a de 3,5 anos

No trimestre 2 (inverno), as seis ondas mais destacadas aparecem com uma representatividade distribuída de maneira bastante uniforme entre elas, embora a de período igual a 9,3 anos apareça com bastante destaque.

As ondas com períodos iguais a 6,5 anos e Trimestre 02:

$$\begin{aligned} \hat{X}_t = & 0,0092 + 0,3298 \cos 0,6732t + \\ & + 0,2893 \operatorname{sen} 0,8228t + 0,2974 \operatorname{sen} 1,6456t - \\ & - 0,3136 \cos 1,7952t + 0,2432 \cos 0,9724t - \\ & - 0,2669 \operatorname{sen} 1,3464t + 8,13 + 0,015(t+1) \end{aligned} \quad (12)$$

A comparação entre os valores observados e os estimados pelo modelo pode ser observada nas figuras 5a e 5b. Nelas estão representadas, também, as estimativas de previsão para os anos 1997 a 2002, cujas observações não participaram da formulação dos modelos.

Os gráficos mostram que os modelos reproduziram, de uma maneira satisfatória, os dados, acompanhando tanto a tendência como as flutuações dos mesmos, o que foi comprovado no teste de ajuste dos modelos. Não conseguiram, entretanto, expressar as maiores discrepâncias, fato que, geralmente, ocorre com a maioria desses modelos (MORETTIN, 1979; BAPTISTA DA SILVA, 1977).

Com relação às previsões para os últimos seis anos, 1997 a 2002, observa-se, igualmente, que os modelos propostos conduziram a bons resultados, especialmente no segundo trimestre.

Testes de Ajuste dos Modelos

Para verificar o ajuste, procedeu-se a análise dos resíduos pela função de auto-correlação (r_k , $k = 1, 2, 3, \dots, 20$), para cada um dos modelos.

3,5 anos aparecem, com destaque, nos dois trimestres. Essas periodicidades, estatisticamente significativas, sugerem um certo padrão de comportamento da variável estudada, mesmo não tendo os valores mais expressivos dos periodogramas correspondentes.

Os modelos, resultantes da análise espectral, constituídos pelas componentes periódicas (cosseno e seno) das ondas senoidais selecionadas, que se apresentaram como significativas na regressão linear múltipla, incluindo-se a tendência, foram os seguintes:

Trimestre 01:

$$\hat{X}_t = -0,0044 - 0,2703 \cos 0,2244t + 0,1963 \sin 1,7952t + 0,1940 \cos 0,9724t + 17,02 + 0,017(t + 1) \quad (11)$$

Nas Figuras 6a e 6b estão mostrados os passos (lag k), as auto-correlações r_k (Corr) e o erro padrão dos r_k (S.E.), para os dois trimestres. Como se pode observar, nenhuma das vinte primeiras auto-correlações dos resíduos está fora do intervalo

$$\pm \frac{2}{\sqrt{84}} = \pm 0,218. \text{ Num outro teste, esperava-se que as}$$

auto-correlações, r_k , estivessem no intervalo de $\pm 2\sigma(r_k)$ em 95% dos casos. Realmente, somente um valor, $r_2 = 0,214$, no trimestre 1, está fora desse intervalo, o que corresponde a 5% do total.

Esses resultados evidenciaram que os resíduos dos dois modelos podem ser aceitos como ruído branco, confirmando a validade dos mesmos para representar satisfatoriamente o comportamento das temperaturas mínimas médias trimestrais, para a região em estudo.

As performances dos modelos foram avaliadas, também, pelo teste t (TOGRUL & TOGRUL, 2002), conforme expressões apresentadas em Material e Métodos, obtendo-se:

no primeiro trimestre:

$t = 0,023$, $p > 0,90$ para modelo
 $t = 0,6352$, $p > 0,50$ para modelo + previsão

no segundo trimestre:

$t = 0,0287$, $p > 0,90$ para modelo
 $t = 0,2045$, $p > 0,80$ para modelo + previsão

Tabela 1. Cossenos e senos, significativos pelo teste t (5 %), usados na composição dos modelos para as temperaturas mínimas médias trimestrais de 1913 a 1996, valores do periodograma e da densidade espectral: a) trimestre 1; b) trimestre 2.

a) trimestre 01

Freq. Ang.	Período	Cosseno	Senos	Periodograma	Densid. Esp.
0,2244	28,0	-0,2703	-	3,4744	1,9000
1,7952	3,5	-	0,1963	2,1379	1,3391
0,9724	6,5	0,1940	-	1,6227	1,1872

Intercepto: -0,0044

b) trimestre 02

Freq. Ang.	Período	Cosseno	Senos	Periodograma	Dens. Esp.
0,6732	9,3	0,3298	-	5,2272	2,9185
0,8228	7,6	-	0,2893	4,5428	2,6210
1,6456	3,8	-	0,2974	4,2551	2,6445
1,7952	3,5	-0,3136	-	4,1814	2,2412
0,9724	6,5	0,2432	-	3,7011	2,2954
1,3464	4,7	-	-0,2669	3,1322	2,2076

Intercepto = 0,0092

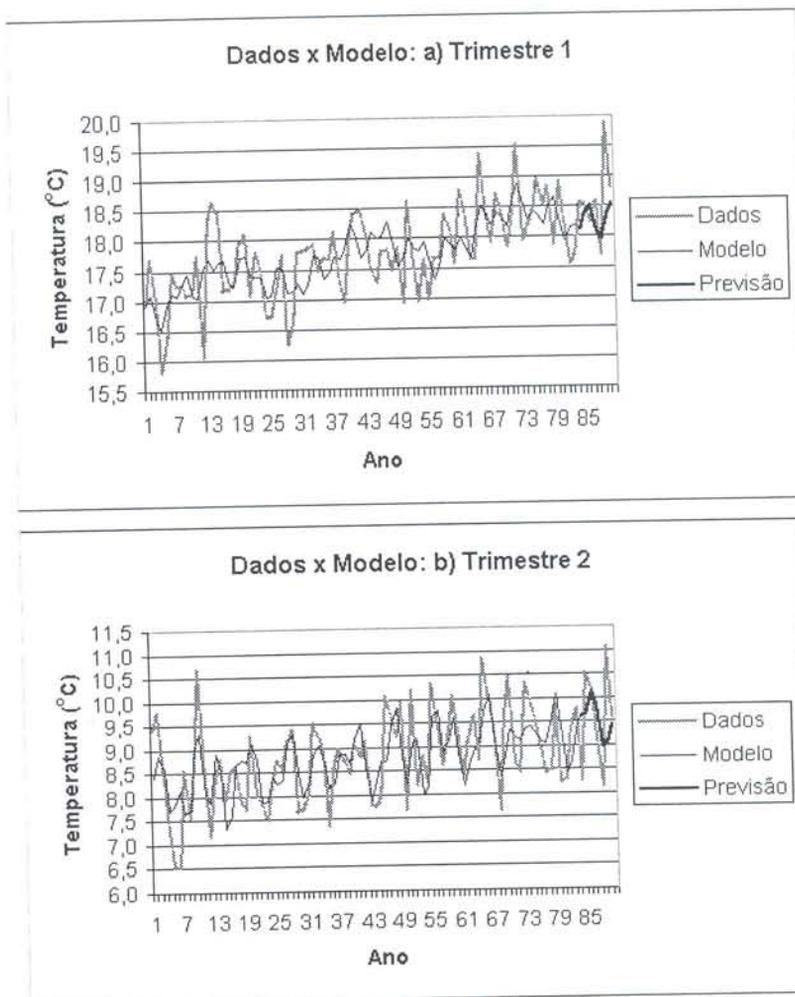


Figura 5. Dados observados, valores estimados pelos modelos de 1913 a 1996 e previsão para os anos de 1997 a 2002: a) trimestre 1, b) trimestre 2,

Os valores da tabela de t são, aproximadamente, iguais a 1,99, para o nível de significância de 5%, tanto para 83 como para 89 graus de liberdade, de modo a avaliar o modelo e o modelo+previsão, respectivamente. Observa-se que os valores calculados são bem menores do que os da tabela t e quanto menor o valor calculado, melhor a performance do modelo.

Portanto, podemos concluir que os modelos propostos são válidos para representar as temperaturas mínimas médias trimestrais para a região estudada e podem ser usados, igualmente, para previsões. Essas informações são importantes para o zoneamento agroclimático das culturas dependentes das temperaturas mínimas, como, por exemplo, as frutíferas e os trigos hibernais

3º) As periodicidades de 6,5 e 3,5 anos aparecem, com destaque nos dois trimestres, sugerindo um possível comportamento padrão para a variável estudada.

Conclusões

A partir das análises feitas neste trabalho, de conformidade com os objetivos propostos, chegou-se às seguintes conclusões:

1º) A formação de cinco regiões homogêneas em cada trimestre, determinadas pelo método de Ward, mostra um número satisfatório de estações em cada grupo, adequado para representar a climatologia do Estado com relação a esta variável.

2º) Os resultados da análise espectral dos dados da região homogênea selecionada revelaram a existência de ondas destacadas, com períodos de 28,0; 3,5 e 6,5 anos no Trimestre 01 e com períodos de 9,3; 7,6; 3,8; 3,5; 6,5 e 4,7 anos no Trimestre 02.

4º) Os modelos constituídos por essas ondas mostram-se adequados para representação dos dados e podem ser usados para estimativas futuras das temperaturas mínimas médias trimestrais na região.

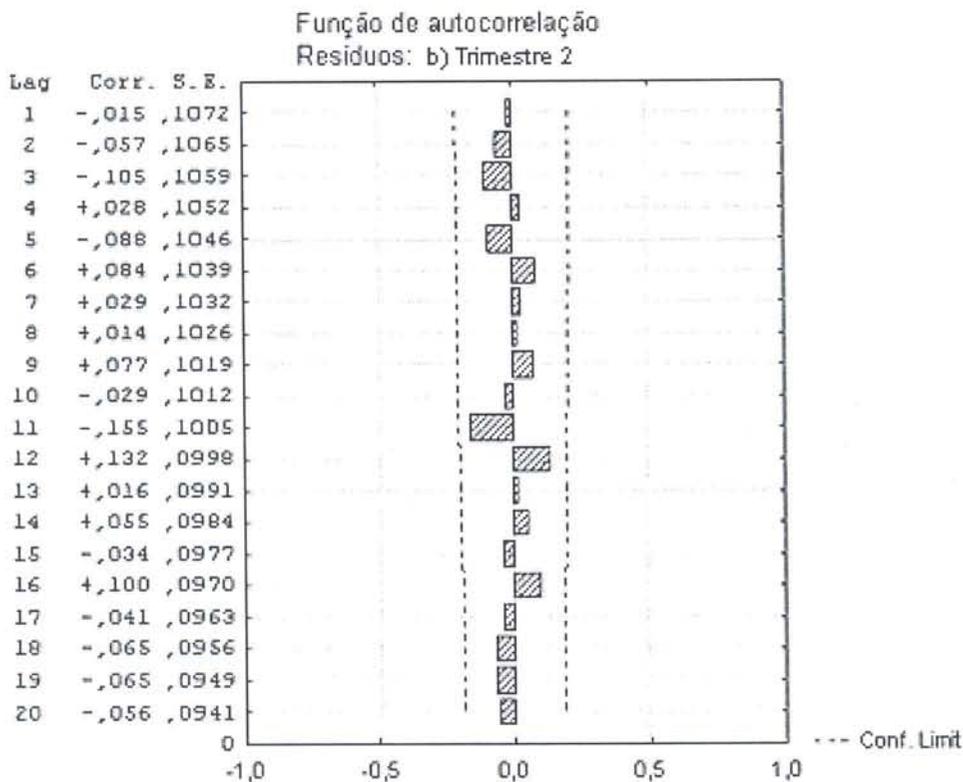
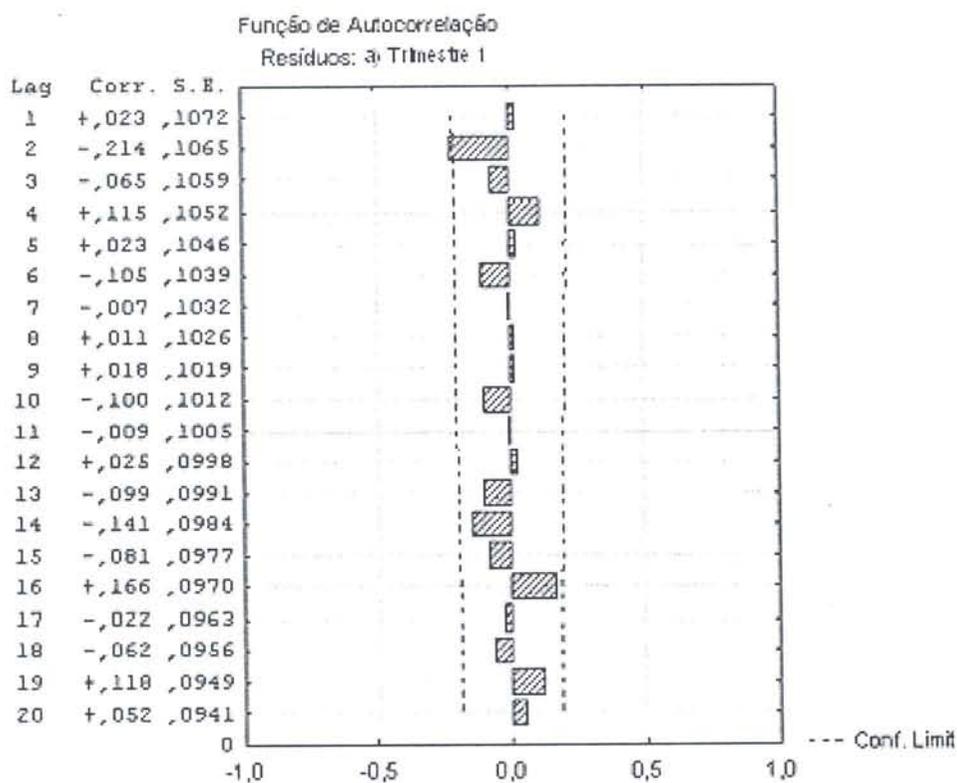


Figura 6. Função de auto-correlação dos resíduos do ajuste dos modelos espectrais das temperaturas médias mínimas de 1913 a 1996, para: a) trimestre 1; b) trimestre 2.

Referências Bibliográficas

- AMARAL, E.; BAPTISTA DA SILVA, J.; BASSOLS, M.C. Tabelas de probabilidades da temperatura mínima em Pelotas, RS (Média das Mínimas e Mínima Absoluta). **Boletim Técnico n. 9 do Departamento Nacional de Meteorologia**, v.9. n.4, p.1-61, 1975.
- BAPTISTA DA SILVA, J.; FERNANDES, A.M.V. Análise harmônica das temperaturas mínimas em Pelotas, RS. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São Paulo, SP, v.6, n.1, p.455-470, 1991.
- BAPTISTA DA SILVA, J.; CUNHA, F. B.; GAVIÃO 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.317-334, 2001.
- BAPTISTA DA SILVA, J. **Análise harmônica das precipitações pluviométricas pentadais (Pelotas-RS, 1900/51)**. Pelotas-RS, 1977. 216p. Tese de Livre Docência, Universidade Federal de Pelotas, 1977.
- BASSAB, W. O.; MIAZAKI, E.S.; ANDRADE, D.F. **Introdução à análise de agrupamentos**. São Paulo:USP, 1990.104 p.
- BERLATO, M.A.; FONTANA, D. C. **El Niño e La Niña: impacto no clima, na vegetação e na agricultura do Rio Grande do Sul; aplicações e previsões climáticas na agricultura**. Editora da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre: Editora UFRGS, 2003. 110 p.
- BOX, G. E.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3 ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.
- DINIZ, G. B. Preditores visando a obtenção de um modelo de previsão climática de temperaturas máximas e mínimas para a região homogêneas do Rio Grande do Sul: Porto Alegre: UFRGS, 2002. 167 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia – Agrometeorologia) – Curso de Pós-Graduação em Fitotecnia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.
- EVERITT, B. **Cluster analysis**. London: Heinemann Books, 1974. 135p.
- FERRAZ, M. I. F. **Uso de modelos de séries temporais na previsão da série de precipitações pluviométricas mensais no município de Lavras-MG**, Lavras-MG, 1999, 97p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Lavras, 1999.
- MEZZOMO, D. **Modelos prognósticos da temperatura mínima média numa região homogênea do Rio Grande do Sul**, Pelotas-RS, 2005, 89f. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Pelotas, Faculdade de Meteorologia, 2005.
- MORETTIN, P.A. **Análise harmônica de processos estocásticos**, 12^o Colóquio Brasileiro de Matemática, Poços de Caldas 16 a 28 de julho 1979, Instituto de Matemática Pura e Aplicada do CNPQ, IMPA. 147p.
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Modelos para previsão de séries temporais**. Rio de Janeiro: Instituto de Matemática Pura e Aplicada, v.1 e 2, 1981. 623 p.
- PRIESTLEY, M. P. **Spectral analysis and time series**. Vols. I e II, Elsevier Academic Press, San Diego, Califórnia, USA, 2004, 890p.
- TOGRUL, I. T.; TOGRUL, H. Global solar radiation over Turkey: Comparison of predicted and measured data. **Renewable Energy**, Turkey, v.25, p. 55-67, 2002.
- DIXON, W. J.; MASSEY Jr., F. J. **Introduction to statistical analysis**. Tokio: McGraw-Hill Kogakusha Ltda, 1969, 639p.
- SHAPIRO, S. S. **How to test normality and other distributional assumptions**. 2^a ed., v. 3, American Society for Quality Control, Wisconsin, 1990, 92p.