

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE AGRONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM FITOTECNIA

PREDITORES VISANDO A OBTENÇÃO DE UM MODELO DE PREVISÃO
CLIMÁTICA DE TEMPERATURAS MÁXIMA E MÍNIMA PARA REGIÕES
HOMOGÊNEAS DO RIO GRANDE DO SUL

Gilberto Barbosa Diniz
Meteorologista/UFPB

Tese apresentada como um dos requisitos à
obtenção do Grau de Doutor em Fitotecnia
Área de Concentração Agrometeorologia

Porto Alegre (RS), Brasil
Novembro de 2002

AGRADECIMENTOS

Aos meus familiares, Eliane da Silva Alcoforado Diniz (esposa), Tassiana Alcoforado Diniz e Juliana Alcoforado Diniz (filhas), pelo incentivo que sempre me deram durante minha vida profissional.

Ao Dr. Ilia S. Kim, pela idéia inicial da pesquisa que resultou nesse trabalho e, cujo dinamismo, trouxe desenvolvimento à área de climatologia na Faculdade de Meteorologia da UFPel.

Ao professor Moacir Antonio Berlato, pela orientação e amizade durante o curso e elaboração deste trabalho.

Ao professor Robin Thomas Clarke, pela có-orientação e importantes ensinamentos na parte de estatística que constitui esse trabalho.

À professora Denise Cybis Fontana, membro da comissão de orientação, pelas sugestões dadas ao trabalho.

Aos professores Homero Bergamaschi, e João Ito Bergonci pelo carinho e amizade durante o curso.

Aos meus colegas de curso especialmente Fancisco Mandelli e Carlos Reisser Júnior, pela relação de companheirismo durante a disciplinas que cursamos juntos.

Ao Analista de Sistemas Rogério de Souza e Silva, do Centro de Pesquisas Meteorológicas da UFPel, pelo trabalho realizado no desenvolvimento dos programas de computador utilizados na tese.

Ao Meteorologista, hoje meu colega de curso, Júlio Renato Quevedo Marques, pelo trabalho de representação gráficas dos resultados da tese bem como pela troca de informações úteis ao desenvolvimento do trabalho.

A todos os colegas, tanto do curso de Doutorado, quanto de Mestrado, bolsistas de iniciação científica, principalmente Fabíola Lopes que trabalhou diretamente comigo, e demais pessoas que direta ou indiretamente me ajudaram no decorrer do curso e que gerou esse trabalho.

Ao meu pai (in memoriam)
Por tudo que fez por mim
Pela importância que sempre deu ao estudo
e ao conhecimento
E que, se vivo estivesse, muito se orgulharia
por esta minha vitória.
DEDICO

PREDITORES VISANDO A OBTENÇÃO DE UM MODELO DE PREVISÃO CLIMÁTICA DE TEMPERATURAS MÁXIMA E MÍNIMA PARA REGIÕES HOMOGÊNEAS DO RIO GRANDE DO SUL¹

Autor: Gilberto Barbosa Diniz
Orientador: Moacir Antonio Berlato
Co-orientador: Robin Thomas Clarke

RESUMO

Geralmente, as populações, incluindo aí os setores produtivos, planejam suas atividades pelo conhecimento antecipado das variações tanto da temperatura quanto da precipitação pluvial baseados nos ciclos anuais e sazonais conhecidos. Os benefícios, confiabilidade e utilização das previsões climáticas têm sido objeto de análise e discussão na comunidade científica mundial. O desenvolvimento e aplicação dessas previsões para determinadas partes de áreas extensas, atende, de forma mais satisfatória, aos anseios dos setores produtivos e a sociedade como um todo. O objetivo principal desse trabalho foi identificar regiões dos oceanos Atlântico e Pacífico, cuja Temperatura da Superfície do Mar (TSM) possa ser utilizada como preditor potencial em modelos estatísticos de previsão climática de temperaturas máxima e mínima em regiões homogêneas do Estado do Rio Grande do Sul. Este estudo foi desenvolvido com dados de temperaturas máxima e mínima de 40 estações meteorológicas, do Instituto Nacional de Meteorologia e, da Fundação Estadual de Pesquisas Agropecuárias para o período de 1913 a 1998 e dados de TSM em pontos de grade para o período de 1950 a 1998 do National Center for Environmental Prediction. Num tratamento preliminar dos dados, as séries tiveram suas falhas preenchidas utilizando um método de preenchimento, aqui chamado, de “método das correlações”. Com as séries completas, aplicou-se métodos de agrupamento, determinando 4 regiões homogêneas de temperaturas máxima e mínima para o Estado. Foi feito um estudo climatológico dessas regiões e determinadas as relações das temperaturas médias máxima e mínima, de cada uma com TSM dos Oceanos na grade definida. As regiões determinadas representaram bem a fisiografia do Estado e as regiões preditoras apresentaram correlações significativas tanto com a temperatura máxima, quanto com a mínima. Os meses com maior número de preditores, tanto para as temperatura máxima quanto para mínima, foi agosto e o de menor, julho. Correlações diferentes para regiões homogêneas distintas, justificou a utilização da regionalização neste trabalho.

¹ Tese de Doutorado em fitotecnia, área de concentração Agrometeorologia. Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brasil (167p) Novembro de 2002.

PREDICTORS FOR ATTAINMENT FOR CLIMATE FORECASTING OF MAXIMUM AND MINIMUM TEMPERATURES, IN HOMOGENEOUS REGIONS OF RIO GRANDE DO SUL²

Author: Gilberto Barbosa Diniz
Advisor: Moacir Antonio Berlato
Co-advisor: Robin Thomas Clarke

ABSTRACT

In general, the activities of human populations and their sectors of production have been planned ahead using knowledge of expected annual and seasonal cycles in rainfall and temperature, and their fluctuations. The benefits, reliability and use of such climate forecasts have been extensively studied by the scientific community, but productive sectors constantly seek improvements to existing procedures for climate forecasting. The main goal of the work reported here was to identify regions of the Atlantic and Pacific oceans whose Sea Surface Temperatures (SST) can be used in statistical models as potential predictors of minimum and maximum temperatures in climatically-homogenous regions of the State of Rio Grande do Sul. This study used maximum and minimum recorded temperatures from 40 meteorological stations associated with the Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) and with the Fundação Estadual de Pesquisas Agropecuárias (FEPAGRO) for the period 1913-1998 and SST data at grid points was obtained from the NCEP model for the period 1950-1998. In a preliminary analytical step, missing data were estimated using a procedure termed the "correlation method". Cluster methods were then used to determine 4 homogeneous regions for maximum and minimum temperatures in the State. A climatological study of these regions was made and the relations of maximum and minimum averaged temperatures were determined using the SST data defined at grid points over the oceans. The regions so determined corresponded well with the State physiography and the predictor regions showed significant correlations both for maximum and minimum temperatures. The month for which correlations with SST were highest was August, both for maximum and minimum temperatures, whilst correlations were lowest in July. The correlations were different in the different homogeneous regions.

² Doctoral thesis in Agronomy, Faculdade de Agronomia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, Brazil (167p) November, 2002.

SUMÁRIO

	Página
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	6
2.1. Recuperação de dados meteorológicos e técnicas utilizadas.....	6
2.2. Determinação de regiões homogêneas de variáveis meteorológicas usando técnicas de agrupamento.....	13
2.3. Modelos diagnósticos e previsões climáticas, técnicas empregadas e variáveis meteorológicas utilizadas.....	23
2.3.1. Teleconecções entre variáveis meteorológicas nos modelos de previsão climática.....	26
2.3.2. Técnicas estatísticas multivariada e variáveis preditoras utilizadas em modelos de previsão climática.....	28
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	34
3.1. Fundamentação teórica.....	34
3.1.1. Análise de agrupamento.....	35
3.1.2. Função de agrupamento.....	37
3.1.3. Distância euclidiana e métodos de agrupamento.....	37
3.1.4. Análise de Componentes Principais (ACP).....	42
3.1.4.1 Fundamentação estatística da Análise de Componentes Principais.....	43
3.1.5. Análise fatorial.....	47
3.1.6. Regressão linear múltipla.....	49
3.2. Definição da área de estudo.....	51
3.3. Período de estudo e dados utilizados.....	52
3.4. Metodologia.....	55
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	61
4.1. Preenchimento de falhas nas séries de dados de temperaturas máxima e mínima.....	61
4.2. Regiões homogêneas do Rio Grande do Sul para temperaturas média máxima e média mínima.....	70
4.2.1. Climatologia das regiões homogêneas.....	81
4.3. Regiões oceânicas de preditores informativos de TSM para modelos prognósticos de longo prazo das temperaturas máxima e mínima.....	88
4.4. Variância das equações diagnósticas e prognósticas de longo prazo das temperaturas máxima e mínima.....	129
5. CONCLUSÕES.....	134

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	136
7. APÊNDICE.....	147

RELAÇÃO DE TABELAS

	Página
1 Estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul, coordenadas geográficas, período e instituições a que pertencem.....	52
2 Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura máxima de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	67
3 Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura mínima de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	68
4 Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura máxima, para o período independente, de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1989 a 1998.....	68
5 Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura mínima, para o período independente, de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1989 a 1998.....	68
6 Regiões homogêneas da temperatura máxima anual e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	74
7 Regiões homogêneas da temperatura mínima anual e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	75
8 Regiões homogêneas da temperatura máxima de janeiro e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	76
9 Regiões homogêneas da temperatura mínima de janeiro e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	76
10 Regiões homogêneas da temperatura máxima de abril e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	79
11 Regiões homogêneas da temperatura mínima de abril e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	79
12 Regiões homogêneas da temperatura máxima de julho e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	79

13	Regiões homogêneas da temperatura mínima de julho e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	80
14	Regiões homogêneas da temperatura máxima de outubro e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	80
15	Regiões homogêneas da temperatura mínima de outubro e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	80
16	Média das temperaturas máximas anuais e mensais (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	82
17	Média das temperaturas mínimas anuais e mensais (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	83
18	Limites superior e inferior das temperaturas máximas (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	87
19	Limites superior e inferior das temperaturas mínimas (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, o período de 1951 a 1998.....	87
20	Correlações simultâneas entre TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínimas das regiões homogêneas dos meses centrais de cada estação do ano e posição geográfica das áreas onde se encontra as correlações significativas, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	127
21	Correlações defasadas entre TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínima das regiões homogêneas e posição geográfica das áreas onde se encontra as correlações significativas, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	128
22	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura máxima de janeiro das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	129
23	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura máxima de abril das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	130
24	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura máxima de julho das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período	130

	de 1951 a 1998.....	
25	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura máxima de outubro das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	130
26	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura mínima de janeiro das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	131
27	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura mínima de abril das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	131
28	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura mínima de julho das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	132
29	Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura mínima de outubro das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	132

RELAÇÃO DE FIGURAS

		Página
1	Mapa topográfico do Rio Grande do Sul Fonte: http://www.paginadogaicho.com.br/ 23 de março de 2001.....	51
2	Distribuição espacial das estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul utilizadas no trabalho.....	54
3	Grade dos dados globais hemisféricos de TSM, iniciando em 10° de latitude norte até 40° sul.....	54
4	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (4A e B) e mínima (4C e D) de janeiro e julho para Caxias do Sul, período 1913 a 1998.....	62
5	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (5A e B) e mínima (5C e D) de abril e outubro para Caxias do Sul, período 1913 a 1998.....	62
6	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (6A e B) e mínima (6C e D) de janeiro e julho para Pelotas, período 1913 a 1998.....	63
7	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (7A e B) e mínima (7C e D) de abril e outubro para Pelotas, período 1913 a 1998.....	63
8	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (8A e B) e mínima (8C e D) de janeiro e julho para Cachoeira do Sul, período 1913 a 1998.....	64
9	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (9A e B) e mínima (9C e D) de abril e outubro para Cachoeira do Sul, período 1913 a 1998.....	64
10	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (10A e B) e mínima (10C e D) de janeiro e julho para Santa Rosa, período 1913 a 1998.....	65
11	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (11A e B) e mínima (11C e D) de abril e outubro para Santa Rosa, período 1913 a 1998.....	65
12	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (12A e B) e mínima (12C e D) de janeiro e julho para Rio Grande, período 1913 a 1998.....	66
13	Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (13A e B) e mínima (13C e D) de abril e outubro para Rio Grande, período 1913 a 1998.....	66

14	Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima anual das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	71
15	Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima anual das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	72
16	Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) anual, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	73
17	Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de janeiro, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	75
18	Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de abril, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	77
19	Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de julho, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	77
20	Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de outubro, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.....	78
21	Tercis da temperatura máxima da região homogênea R1, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	84
22	Tercis da temperatura máxima da região homogênea R2, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	84
23	Tercis da temperatura máxima da região homogênea R3, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	84
24	Tercis da temperatura máxima da região homogênea R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	85
25	Tercis da temperatura mínima da região homogênea R1, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	85
26	Tercis da temperatura mínima da região homogênea R2, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	85
27	Tercis da temperatura mínima da região homogênea R3, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	86
28	Tercis da temperatura mínima da região homogênea R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	86

29	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (30A), dezembro (30B), novembro (30C) e outubro (30D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	89
30	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (30A), dezembro (30B), novembro (30C) e outubro (30D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	90
31	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (31A), dezembro (31B), novembro (31C) e outubro (31D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	91
32	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (32A), dezembro (32B), novembro (32C) e outubro (32D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	92
33	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (33A), março (33B), fevereiro (33C) e janeiro (33D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	94
34	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (34A), março (34B), fevereiro (34C) e janeiro (34D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	95
35	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (35A), março (35B), fevereiro (35C) e janeiro (35D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	96
36	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (36A), março (36B), fevereiro (36C) e janeiro (36D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	97
37	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (37A), junho (37B), maio (37C) e abril (37D). O valor tabelado do teste de r no nível de	98

	significância a 5% é $r \geq 0,27$	
38	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (38A), junho (38B), maio (38C) e abril (38D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	100
39	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (39A), junho (39B), maio (39C) e abril (39D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	101
40	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (40A), junho (40B), maio (40C) e abril (40D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	102
41	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (41A), setembro (41B), agosto (41C) e julho (41D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	103
42	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (42A), setembro (42B), agosto (42C) e julho (42D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	104
43	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (43A), setembro (43B), agosto (43C) e julho (43D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	105
44	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (44A), setembro (44B), agosto (44C) e julho (44D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	107
45	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (45A), dezembro (45B), novembro (45C) e outubro (45D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	108
46	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (46A), dezembro (46B),	110

	novembro (46C) e outubro (46D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	
47	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (47A), dezembro (47B), novembro (47C) e outubro (47D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	111
48	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (48A), dezembro (48B), novembro (48C) e outubro (48D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	112
49	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (48A), março (48B), fevereiro (48C) e janeiro (48D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	113
50	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (50A), março (50B), fevereiro (50C) e janeiro (50D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	114
51	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (51A), março (51B), fevereiro (51C) e janeiro (51D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	115
52	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (52A), março (52B), fevereiro (52C) e janeiro (52D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	117
53	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (53A), junho (53B), maio (53C) e abril (53D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	118
54	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (54A), junho (54B), maio (54C) e abril (54D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	119
55	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos	120

	Atlântico e Pacífico dos meses de julho (55A), junho (55B), maio (55C) e abril (55D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	
56	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (56A), junho (56B), maio (56C) e abril (56D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	121
57	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (57A), setembro (57B), agosto (57C) e julho (57D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	122
58	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (58A), setembro (58B), agosto (58C) e julho (58D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	123
59	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das mínimas do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (59A), setembro (59B), agosto (59C) e julho (59D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	124
60	Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (44A), setembro (44B), agosto (44C) e julho (44D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$	126

RELAÇÃO DE APÊNDICES

	Página
1 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de janeiro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	148
2 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de abril, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	148
3 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de julho, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	149
4 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de outubro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	149
5 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de janeiro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	150
6 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de abril, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	150
7 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de julho, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	151
8 Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de outubro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.....	151
9 Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (9E), agosto (9F), julho (9G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	152
10 Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (10E), novembro (10F), outubro (10G), Rio	152

	Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	
11	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (11E), fevereiro (11F), janeiro (11G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	153
12	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (12E), maio (12F), abril (12G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	153
13	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (13E), agosto (13F), julho (13G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	154
14	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (14E), novembro (14F), outubro (14G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	154
15	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (15E), fevereiro (15F), janeiro (15G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	155
16	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (16E), maio (16F), abril (16G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	155
17	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (17E), agosto (17F), julho (17G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	156
18	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (18E), novembro (18F), outubro (18G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	156
19	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (19E), fevereiro (19F), janeiro (19G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	157
20	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (20E), maio (20F), abril (20G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	157
21	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e	158

	Pacífico de setembro (21E), agosto (21F), julho (21G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	
22	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (22E), novembro (22F), outubro (22G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	158
23	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (23E), fevereiro (23F), janeiro (23G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	159
24	Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (24E), maio (24F), abril (24G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	159
25	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (25E), agosto (25F), julho (25G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	160
26	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (26E), novembro (26F), outubro (26G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	160
27	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (27E), fevereiro (27F), janeiro (27G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	161
28	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (28E), maio (28F), abril (28G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	161
29	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (29E), agosto (29F), julho (29G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	162
30	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (30E), novembro (30F), outubro (30G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	162
30	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (31E), fevereiro (31F), janeiro (31G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	163

32	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (32E), maio (32F), abril (32G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	163
33	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (33E), agosto (33F), julho (33G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	164
34	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (34E), novembro (34F), outubro (34G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	164
35	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (35E), fevereiro (35F), janeiro (35G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	165
36	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (36E), maio (36F), abril (36G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	165
37	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (37E), agosto (37F), julho (37G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	166
38	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (38E), novembro (38F), outubro (38G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	166
39	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (39E), fevereiro (39F), janeiro (39G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	167
40	Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (40E), maio (40F), abril (40G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.....	167

1. INTRODUÇÃO

Tanto no estudo quanto na pesquisa climatológica, vários aspectos devem ser levados em consideração, principalmente os referentes à qualidade, confiabilidade, consistência e acima de tudo, sequenciamento e ausência de falhas, nas séries de dados climatológicos. Entretanto, as estações meteorológicas responsáveis pela coleta e armazenamento das informações nem sempre dispõem de séries completas de dados. Vários são os fatores que contribuem, como por exemplo a quebra de instrumentos, falta do observador meteorológico, desativação temporária e, às vezes, permanente da estação meteorológica e outros. Dados imprecisos e valores extremos calculados, provavelmente, contribuirão para interpretações e conclusões equivocadas por parte dos usuários da informação. Portanto, apesar de não ser possível criar informações novas que não estejam presentes nos dados existentes, é importante o desenvolvimento e comparação de métodos de recuperação de dados meteorológicos para um bom andamento da pesquisa e operação no campo da meteorologia e climatologia.

Nos estudos climatológicos de áreas extensas, características inerentes a setores dessas áreas devem ser levadas em consideração. Uma metodologia muito usada é determinar regiões homogêneas, as quais caracterizam-se por uma elevada similaridade interna e dissimilaridade externa. Isso é feito através da técnica estatística multivariada chamada Análise de

Agrupamento (AA). O método da análise de agrupamento consiste em determinar o nível de similaridade ou dissimilaridade entre indivíduos aplicando uma função de agrupamento a uma determinada variável. Para Curi (1982), esta análise não pressupõe a existência de grupos; os diversos passos dessa ampla metodologia objetivam transformar um conjunto heterogêneo de unidades, no nosso caso, estações meteorológicas em grupos homogêneos. Aqui chamadas de regiões homogêneas, esta forma de zoneamento nos permite estabelecer estudos levando em consideração as especificidades regionais, conhecermos a climatologia de cada uma delas e aplicar modelos, tanto diagnóstico quanto prognóstico, de previsão climática para cada uma separadamente.

Por ser a precipitação pluvial uma variável meteorológica muito importante para as diversas atividades humanas, especialmente a agricultura, a maioria dos trabalhos sobre previsão climática estabelece essa variável como meta. Mas as temperaturas, tanto máxima quanto mínima, também têm importância no processo agrícola no que se refere às distribuições das espécies, crescimento dos vegetais e estabelecimento de época de plantio. Exemplificando, a temperatura mínima para crescimento de cultivos anuais de verão está numa faixa de 10°C a 15°C; a temperatura ótima de crescimento da soja está em torno de 30°C; a temperatura mínima de crescimento para a maioria dos cultivos anuais de inverno, se encontra de 0°C a 5°C. Portanto, o estabelecimento de modelos para essas variáveis têm também elevada importância prática.

Referindo-se à previsão climática ou de longo prazo, tem esta, há muito tempo, despertado a atenção de pesquisadores em várias partes do mundo. Namias (1968) fez uma revisão histórica de como começaram a aparecer os estudos sobre o comportamento futuro do tempo e as equações envolvidas nos modelos. Segundo o autor, tudo parece ter começado com os estudos de

Teisserenc de Bort em 1880 que, analisando cartas de pressão ao nível médio do mar de vários continentes, estabeleceu a teoria dos “centros de ação”, que nada mais eram do que a variação espacial da pressão atmosférica em um local, alterando posteriormente, o campo meteorológico em outro. Esta descoberta levou ao entendimento das características futuras do tempo e muitos trabalhos, teorias e métodos foram posteriormente desenvolvidos, como os de Rossby no período de 1935 a 1945, que formulou uma teoria para o comportamento dos “centros de ação” e introduziu o conceito de “teleconecções” (um fenômeno meteorológico atuando em um local e produzindo alterações do clima em outro). Outro pesquisador que também contribuiu muito para o entendimento das “teleconecções”, foi Walker e suas teorias de modelos de circulação e as famosas “células de circulação de Walker”. Ainda segundo Namias (1968), as técnicas estatísticas de correlação e regressão, começaram a ser aplicadas em modelos de previsão do tempo por volta de 1890 por Blanford e mais desenvolvidas entre 1940 a 1950 por Wadsworth.

Geralmente, as populações, incluindo aí os setores produtivos, planejam suas atividades pelo conhecimento antecipado das variações de temperatura e precipitação baseado nos ciclos, anuais e sazonais, conhecidos. Os benefícios, confiabilidade e utilização das previsões climáticas têm sido objeto de análise e discussão (Chervin, 1968; Livezey, 1990; Moura & Studzinski, 1994) entre outros, configurando que uma pequena melhoria na qualidade da previsão conduziria a um aumento proporcionalmente grande em seu valor econômico.

Existem vários tipos de modelos de previsão de longo prazo, entre os quais o modelo acoplado oceano-atmosfera, os modelos de circulação geral da atmosfera e os modelos estatísticos. Segundo Guetter (1998), estes últimos estabelecem relações estatisticamente significativas entre variáveis como

precipitação pluvial e temperatura da superfície em áreas continentais com preditores locais e remotos. Os preditores locais correspondem aos estados antecedentes da variável, como por exemplo, temperatura do mês anterior. Já os preditores remotos normalmente correspondem às temperaturas em áreas oceânicas, anomalia de pressão atmosférica e altura geopotencial. A análise estatística fornece conhecimento empírico que pode conduzir a previsões úteis mesmo que não haja entendimento explícito do processo dinâmico.

Segundo FIERGS (2000), o setor agropecuário do Estado do Rio Grande do Sul é destaque nacional com participação de 13,4% no total da produção agropecuária do país. É, também, um importante Estado produtor de grãos; conforme dados do IBGE (2000), o arroz gaúcho chega a 44,7% do total do País, a aveia a 37,6%, o trigo a 51,3% a soja a 14,6%, e o milho a 12,2%. O turismo sazonal constitui uma importante fonte de renda, principalmente no Nordeste do Estado. Não só a fisiografia, mas também as entradas dos sistemas frontais e das massas de ar contribuem para uma marcada variabilidade espacial do clima do Estado.

Neste contexto, o entendimento dos fatores que contribuem para a variabilidade de determinados elementos climáticos e o desenvolvimento de modelos preditivos de longo prazo, são informações a serem buscadas. Partindo da hipótese de que as escalas dos modelos de previsão de longo prazo, atualmente existentes, não contemplam as diversidades climáticas regionais do Estado e que estudos regionalizados podem melhorar as informações demandadas pela sociedade, foi estruturado o presente trabalho. Acredita-se que informações regionalizadas a cerca das características futuras do clima, sejam de grande utilidade no processo de tomada de decisão, possibilitando nortear as práticas agronômicas, especialmente no que se refere ao manejo de planta, do

solo e da água no sentido de minimizar impactos de atividades climáticas e tirar proveito de situações favoráveis.

Este trabalho teve como objetivo geral, identificar regiões dos Oceanos Atlântico e Pacífico, cuja Temperatura da Superfície do Mar (TSM) possa ser utilizada como preditor potencial em modelos estatísticos de previsão climática de temperaturas máxima e mínima para o Estado do Rio Grande do Sul. E, como objetivos específicos têm-se:

- Aplicar um método de recuperar séries temporais de temperatura máxima e temperatura mínima e comparar seus resultados com outros métodos;
- Determinar regiões homogêneas do Estado do Rio Grande do Sul, usando técnicas estatísticas de agrupamento aos dados de temperaturas máxima e mínima;
- Determinar a associação entre Temperatura da Superfície do Mar (TSM), dos Oceanos Atlântico e Pacífico, com temperaturas médias máximas e médias mínimas das regiões homogêneas;
- - Determinar a percentagem da variância explicada das equações de regressão entre as temperaturas média máxima e média mínima das regiões homogêneas e os escores dos componentes principais da matriz dos dados da Temperatura da Superfície do Mar (TSM).

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Recuperação de dados meteorológicos e técnicas utilizadas

A recuperação de séries temporais de variáveis meteorológicas, por sua importância no desenvolvimento da pesquisa e no trabalho operacional, não só em meteorologia mas em qualquer área de conhecimento que exija informações completas e confiáveis, tem despertado o interesse de pesquisadores em vários países com os mais diversos objetivos e fins. Não apenas a reconstrução da série mas também técnicas diversas de interpolação, com o objetivo específico de obter séries longas e confiáveis que possibilite o estudo e caracterização do clima de uma região, tem sido o objetivo de trabalhos de pesquisadores. A reconstrução das séries ou até mesmo o simples preenchimento de falhas requerem diversas técnicas e metodologias que vão desde utilização de “software” para simulação de séries (Cataneo et al., 1999), passando por geradores de dados climáticos (Sentelhas et al., 1999), até a utilização de técnicas estatísticas mais complexas como por exemplo: Análise de Agrupamento (AA), Análise de Componentes Principais (ACP) e a Análise Fatorial (AF), todas técnicas multivariadas de análise de dados.

A consistência e confiança nas séries de dados, bem como a qualidade dos mesmos, é um fator importante e de interesse na detecção de mudanças globais e de outros fenômenos climáticos. Séries climatológicas com problemas e valores improváveis, podem resultar em erros de avaliações. Segundo Huth & Nemesová (1995), séries longas de medidas meteorológicas formam uma fonte

de informações sobre o clima e sua variabilidade. As características climáticas de muitas regiões são melhores estudadas quando se dispõe de séries completas longas e confiáveis para os estudos; muitas séries longas de observação estão incompletas; embora não inviabilize sua aplicação, dificulta estudos e pesquisas do clima. Além das falhas nos dados, tem o problema com valores errados ou “outliers” que, conforme Eischeid et al. (1995), comprometem o estudo climatológico. Ainda, segundo Moran (1974), o uso de variáveis preditoras para estimar a variável preditante, no modelo de regressão múltipla, só se justifica se o coeficiente de determinação for maior do que a relação entre o número de variáveis e o número de observações menos dois.

As séries temporais, cujos dados faltantes têm sido objeto de pesquisa no desenvolvimento de técnicas de recomposição, variam, quanto ao intervalo, desde anuais a diários. Alguns trabalhos de recomposição de dados utilizando diferentes técnicas e variáveis, foram desenvolvidos em vários locais, sendo alguns destes citados a seguir.

Para avaliar a conveniência de se instalar em um local um sistema de conversão de vento em energia, necessita-se de uma série longa do potencial do vento deste local. Como nem sempre é possível ter essa série, Barros & Estevan (1983) propuseram um método para estimá-la. Este método, baseado no proposto por Barros & Seró (1981), obtinha a velocidade média anual do vento e suas variações tomando como base um tempo médio de medição de somente dois ou três meses. Este método fundamentou-se no pressuposto de que a velocidade do vento tem correlação espacial significativa e que não depende só de uma estação meteorológica, mas também de informação de vários locais com afinidade climatológica entre si. Por isso, a técnica foi chamada de Técnica de Redução

Climatológica Múltipla (TRCM) e baseia-se na Análise de Componentes Principais (ACP).

A marcada relação entre a temperatura e a altura levou Leffler (1981), a incluir também, além da latitude e altitude, outros fatores como localizações continentais e regiões costeiras. Levando em consideração essas influências na temperatura, o autor desenvolveu uma equação de regressão relacionando essas variáveis, para gerar séries mensais de temperatura para um período de 30 anos nas regiões montanhosas desde o Alabama a Maine nos Estados Unidos. As temperaturas mensais estimadas foram geradas utilizando 96 meses de dados de 8 estações meteorológicas; dois conjuntos de dados (estimado e observado) foram então comparados. A análise das diferenças indicou que os valores mensais estimados tiveram 95% de precisão com erro mais ou menos de 0,6 °C.

Levando também em consideração a topografia e sua relação com a temperatura, Huth & Nemesová (1995) desenvolveram um método para estimar valores faltantes de temperatura diária do observatório de Mílesovka situado no topo da montanha no norte da Bohemia na República Tcheca. A técnica utilizada foi a análise de agrupamento e componentes principais; tendo sido escolhidas estações de mesma altitude eliminando com isso, a influência da altura na temperatura.

Visando dotar alguns locais de uma região do Estado da Paraíba de séries temporais completas e sem falhas de irradiação, Ceballos & Braga (1991) propuseram recompor dados faltantes de estações meteorológicas existentes baseados em informações de estações vizinhas, as quais poderiam apresentar elevado coeficiente de correlação entre elas e a estação em análise. Para isso, foi usada a técnica de análise multivariada com a determinação de grupos de estações homogêneas, bem como a aplicação de análise de componentes

principais. A simulação das séries foi feita seguindo a idéia desenvolvida por Barros & Estevan (1983).

Apesar do objetivo principal ser a regionalização de sub-regiões com comportamento homogêneo de precipitação pluvial e temperatura média, Becker (1992), no seu trabalho, também fez um teste de simulação de série climatológica. A região estudada foi todo o estado do Rio Grande do Sul usando dados de 1931 a 1960. A simulação foi feita para a estação de Vacaria, a variável simulada foi precipitação pluvial mensal e o método adotado foi o proposto por Ceballos & Braga (1991).

Como o método utilizado por Ceballos & Braga (1991), apesar de ser eficiente na recuperação de dados de irradiação, foi aplicado num período muito curto (um mês), é necessário, portanto, verificar a estabilidade da qualidade da simulação ano a ano; Diniz (1994), usando dados da rede solarimétrica do Estado da Paraíba, simulou séries temporais de irradiação da rede usando um período de pesquisa de seis anos. A técnica de análise multivariada, mais precisamente, análise de agrupamento e análise de fatores em componentes principais, foi usada no trabalho. Seguindo a mesma metodologia de seu trabalho anterior, Diniz (1995), simulou séries temporais de temperaturas máxima e mínima de treze estações localizadas na Região Sul do Brasil, onze do Rio Grande do Sul e duas de Santa Catarina.

Outro método bastante utilizado na recuperação de dados faltantes em séries climatológicas é a regressão linear múltipla. Este método permite obter valores de uma variável dependente em função de um conjunto de dados independentes também chamados de preditores e esses, dependendo da variável a ser estimada, podem ser a própria variável defasada no tempo, e outras cujo grau de associação entre elas e a variável dependente seja alto. Gonçalves & Kim

(1998), usando essa técnica, preencheram falhas nos dados de temperatura média, máxima, mínima e precipitação pluvial para algumas estações meteorológicas do Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

Seguindo também uma técnica baseada na regressão linear múltipla, Pinheiro (2001) utilizou um método para preenchimento de falhas nos dados de poluentes das estações automáticas da Companhia de Tecnologia e Saneamento Ambiental (CETESB) localizadas em São Paulo e cidades próximas. As variáveis recuperadas foram, mais precisamente, o dióxido de enxofre e material particulado para o período de 1985 a 1989. No modelo de regressão as estações que continham falhas nos dados, constituíam as variáveis preditantes e as demais; as preditoras. Estes dados foram usados num modelo de previsão estatística da concentração de material particulado e dióxido de enxofre na região da grande São Paulo.

Várias são as técnicas de recomposição de séries climatológicas, bem como as variáveis envolvidas no desenvolvimento destas. Woodhouse & Meko (1997) usaram dados de anéis de árvores como variáveis preditoras num modelo de regressão múltipla para recompor uma série de números de dias de precipitação pluvial na região sudeste do Arizona e sudoeste do Novo México nos Estados Unidos. Na realidade, os dados originais dos anéis das árvores tiveram sua dimensão diminuída através da Análise de Componentes Principais e os dados transformados, ou escores dos componentes principais, usados como variáveis preditoras. Segundo os autores, a frequência dos dias de precipitação pluvial reflete melhor a distribuição de umidade dos padrões de circulação do que o total de precipitação pluvial no sudoeste semi-árido, onde a distribuição espacial da precipitação pluvial é muito variável. Séries longas de informações sobre as

variações na frequência dos dias de precipitação pluvial, tem muito valor no entendimento da variabilidade anual dos sistemas de circulação.

Seguindo as técnicas de agrupamento e componentes principais, abordadas acima, Melo et al. (2000) produziram séries temporais de precipitação pluvial de quarenta e uma estações meteorológicas do Estado de Alagoas usando dados decendiais. O princípio básico consiste em determinar estimadores obtidos dos componentes principais mais precisamente dos autovetores obtidos dos autovalores que explicaram um percentual aceitável da variância, no caso em estudo, 92% . As séries recuperadas mostraram uma boa consistência com os valores reais levando à conclusão de que é possível recuperar séries não apenas mensais, mas também decendiais.

Como foi visto, existem vários métodos e técnicas de recuperação de dados faltantes em séries climatológicas, mas é necessário que se avalie a eficiência, praticidade e confiabilidade dos mesmos. Apesar de cada um ter sido testado quanto à sua eficiência individual, torna-se necessário uma verificação de qual deles apresenta melhor resultado quando pretende-se utilizar um método de preenchimento de falhas. Kemp et al. (1983) testaram várias técnicas de recuperação de dados diários faltantes de temperatura máxima e mínima, classificando os métodos em três categorias: a primeira, usa dados da própria estação e tem como técnica de recuperação regressão linear simples e médias móveis, a segunda usa dados de outras estações e tem como técnica a regressão linear múltipla e a terceira é igual a segunda mudando apenas o grau de correlação das variáveis preditoras. De todos os métodos, segundo os autores, o melhor foi o da regressão linear múltipla. Entretanto, é recomendado que se deve respeitar a peculiaridade dos dados a serem recuperados.

Não só a recuperação das séries temporais existentes é importante para o estudo climatológico de uma região mas, também, a criação destas séries ajuda neste estudo. Eischeid et al. (2000), preocupados com a grande demanda na comunidade científica que estuda o clima e de muitas agências federais, criaram séries completas de dados diários de temperatura e precipitação pluvial, inicialmente para o período de 1951 a 1991, para o oeste do rio Mississipi, a serem utilizadas por hidrologistas e climatologistas. A idéia era criar séries completas de dados baseados nas informações de aproximadamente 4.775 estações dos Estados Unidos. Na realidade, essas séries foram produzidas através de várias técnicas de interpolação de dados bem como técnicas estatísticas como por exemplo: método da razão normal, interpolação ótima, regressão múltipla usando o critério dos mínimos desvios absolutos. Os resultados mostravam que a eficácia dos procedimentos de estimativas de dados faltantes, depende de um número de fatores como, por exemplo, parâmetros meteorológicos e proximidade das estações são critérios importantes nos resultados das interpolações.

Considerando interpolação de dados como uma forma eficaz de recompor e criar séries completas, Young (1992) utilizou algumas das técnicas de interpolação descritas acima, mais precisamente o método da razão normal, análise discriminante múltipla e regressão linear múltipla para recompor dados de precipitação pluvial do período de 1860 a 1990 de estações na região central do Arizona e no cento oeste do Estado do Novo México, num total de 111 estações meteorológicas com longo período de dados, nos Estados Unidos. Neste estudo, verificou-se que o método da análise discriminante múltipla, o qual é similar em alguns aspectos ao método das funções ortogonais empíricas, mostra-se ser mais preciso na interpolação do que o método baseado na análise de regressão

múltipla, ou o método da razão normal. Segundo o autor, isto pode ser devido a natureza da região para a qual os dados foram interpolados por se tratar de uma região montanhosa cujos dados de precipitação pluvial recebem consideráveis graus de heterogeneidade, visto que precipitações pluviais geralmente dependem da altitude da estação e inclinação do terreno.

2.2 Determinação de regiões homogêneas de variáveis meteorológicas usando técnicas de agrupamento

O método da análise de agrupamento, consiste em determinar o nível de similaridade ou dissimilaridade entre indivíduos aplicando uma função de agrupamento a uma determinada variável. Agrupamentos também podem ser obtidos através da análise de componentes principais, mais especificamente na retenção dos escores dos componentes que explicam um percentual aceitável da variância dos dados. A obtenção de grupos homogêneos de diferentes variáveis, tem sido uma prática usada por pesquisadores de várias ciências. Antes de tratar dos agrupamentos de variáveis meteorológicas, deve-se salientar a utilização em outras áreas de conhecimento, na biologia por exemplo, onde são efetuadas diversas medidas em um conjunto de unidades, não previamente particionadas, a análise de agrupamento é usada para classificar animais e plantas chamada de taxonomia numérica. O uso de técnica de agrupamento em biologia é visto em Curi (1984), em um exemplo onde são estudados os aminoácidos livres do tecido cerebral de ratos usando a análise de agrupamento complementada com a ordenação das unidades por componentes principais e com análise de variância multivariada, que serviu para indicar o nível de similaridade mais adequado para a definição dos agrupamentos. Em medicina, é usada para identificar as doenças e seus estágios assim como, também, para avaliar as condições de saúde pública (Possoli, 1984). Na área da sociologia, para definir grupos sociais e suas

condições de vida, Kageyama & Silveira (1997) procuram ilustrar as profundas desigualdades agrícolas no Brasil, em 1985, do ponto de vista da modernização tecnológica e organizacional e da produtividade, utilizando uma análise de componentes principais e uma análise de agrupamento, tendo como unidades amostrais os estados da federação.

Em meteorologia, a análise de agrupamento tem sido usada para classificar regiões climáticas (Becker, 1992; Souza et al., 1992; Baldo et al., 2000) e para simular séries temporais (Ceballos & Braga, 1991; Diniz, 1994; Huth & Nemesová, 1995; Melo et al., 2000, entre outros). Em outras áreas da meteorologia, pesquisadores como por exemplo Dorling et al. (1992), têm feito uso da técnica em poluição atmosférica, considerando a relação entre meteorologia sinótica e a concentração de poluentes aquosos, buscando estabelecer a quantidade de aerossóis e concentrações iônicas na precipitação pluvial em Eskadalemuir, sul da Escócia. Ainda no campo da poluição atmosférica, Yu & Chang (2001) analisaram séries temporais de dados de poluentes do ar, O_3 e PM_{10} , para determinar a divisão das bacias de qualidade do ar em Taiwan; empregaram métodos estatísticos multivariados, especificamente método rotacional varimax e análise de agrupamento. O período estudado foi de julho de 1993 a junho de 1998 e as técnicas de agrupamento usadas geraram cinco grupos homogêneos.

Mais precisamente em meteorologia sinótica, Fernau & Samson (1990a,b) aplicaram a análise de agrupamento aos padrões de transportes atmosféricos a fim de definir uma climatologia sinótica representativa do movimento das massas de ar. O conhecimento dos padrões climáticos de determinadas regiões, tem despertado o interesse de pesquisadores (Richman & Lamb, 1985) e levou Wolter (1987) ao uso de agrupamento de variáveis

meteorológicas, como pressão ao nível médio do mar, vento superficial, cobertura de nuvens e temperatura da superfície do mar, sobre os oceanos Atlântico tropical, Pacífico leste e oceano Índico, visando o entendimento da circulação geral e da climatologia.

Ainda dentro do campo da meteorologia sinótica e também buscando padrões de comportamento da altura geopotencial de 500hPa, Cheng & Wallace (1993) usaram o método hierárquico de agrupamento de Ward para gerar grupos homogêneos dessa variável meteorológica. Os dados usados no estudo foram do inverno começando em janeiro de 1945 até dezembro de 1984 com dados em pontos de grade desde 20° N até o Polo.

Outro campo de bastante uso é a hidrologia, onde Nathan & McMahon (1990) identificaram sub-regiões hidrologicamente homogêneas. Neste trabalho foi feito, não apenas o agrupamento, mas também uma avaliação da performance de várias técnicas de regionalização usando a previsão de baixos fluxos característicos em um grupo heterogêneo de 184 represas localizadas no sudeste da Austrália.

Como se sabe existem na literatura vários métodos de agrupamento associados às várias funções de agrupamento, gerando diferentes formas de grupos. Gong & Richman (1995) fizeram um levantamento dessas várias metodologias e aplicaram aos dados de precipitação pluvial de 766 postos meteorológicos da região central e leste dos Estados Unidos e sul do Canadá no período de 1949 a 1987. Neste estudo, foram testados métodos hierárquicos e não hierárquicos visando obter um algoritmo ótimo de agrupamento. Dos métodos estudados, segundo os autores, o de Ward foi o melhor dentre os hierárquicos e da função de agrupamento, a melhor foi a da distância euclidiana.

Com o objetivo de estudar as características estatísticas da precipitação pluvial em regiões do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, Khan & Kim (1998) obtiveram as regiões homogêneas de precipitação pluvial usando o algorítmico de classificação de Lund. Foram utilizados dados de precipitação pluvial de 13 estações no período de 1940 a 1993.

Também no campo da variabilidade climática, Kim (1998) classificou campos das temperaturas máxima e mínima, temperaturas médias mensais e precipitação pluvial em regiões homogêneas nos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, para o período de 1930 a 1992. As classificações foram feitas por meio do algoritmo, chamado pelo autor, de “auto-ensino” com número de classes desconhecidas. Foram determinados quatro grupos homogêneos de cada campo e foram calculadas as frequências de aparecimento destes grupos e a probabilidade de transição de um tipo para outro.

Visando estabelecer modelagem das precipitações pluviais trimestrais no Estado do Ceará, Silva et al. (2001) utilizaram o método hierárquico de agrupamento de Ward, para obter grupos homogêneos. Foram usados dados de precipitação pluvial trimestral (março – abril - maio) de 20 estações meteorológicas do Estado para o período de 1911 a 1991. Foram obtidos quatro grupos homogêneos aos quais foram aplicadas uma análise periodográfica, baseada na Transformada de Fourier Discreta, para encontrar possíveis periodicidades existentes nas séries de cada um deles

Ainda com relação ao estudo da precipitação pluvial, Braga et al. (1998) determinaram regiões homogêneas de precipitação pluvial no Estado da Bahia para estudar o ciclo médio anual dessa variável. Os dados utilizados foram séries diárias de 140 estações meteorológicas cada uma com, no mínimo, 30 anos de dados. O método de agrupamento usado foi o proposto por Ward (1963).

O problema causado pela falta de precipitações pluviais, que ainda é mais acentuado nas regiões semi-áridas do Brasil, levaram Souza et al. (1992) a fazerem homogeneização da precipitação pluvial para o Estado de Alagoas. O objetivo foi avaliar o comportamento das precipitações pluviais médias e máximas utilizando dados de 60 estações com um período mínimo de dados de 14 e um máximo de 72 anos. A análise de agrupamento utilizada foi o algoritmo UPGMA “Unweighted pair group method with arithmetic average”. Segundo os autores, o método empregado proporcionou grupos cujas características demonstraram uma coerência óbvia existente em cada região do Estado.

Sansigolo & Nery (1998), apesar de ter praticamente os mesmos objetivos de Khan & Kim (1998), para estudar as características da precipitação pluvial aplicaram o método de agrupamento não diretamente aos dados de precipitação pluvial, mas às cargas fatoriais espaciais e aos escores temporais mais significativos. O estudo foi feito para 47 estações meteorológicas da Região Sudeste do Brasil para o período de 1960 a 1991, sendo que, o método de agrupamento usado foi o proposto por Grimm et al. (1993). Neste trabalho foram identificados três grupos homogêneos em relação às precipitações pluviais anuais e distribuição sazonal, obtendo grupos homogêneos bem definidos para a região sudeste e dois outros mais dispersos, para a região sul.

Seguindo a mesma metodologia de agrupamento proposta por Sansigolo & Nery (1998), a qual usa as cargas fatoriais como variáveis de agrupamento, Silva (2001) determinou regiões homogêneas de precipitação pluvial de toda Região Sul do Brasil para estudar a variabilidade sazonal e interanual das precipitações pluviais da Região associadas às temperaturas da superfície do mar dos oceanos Atlântico e Pacífico. Foram obtidos cinco grupos e o método de agrupamento utilizado foi o de Ward.

Objetivando uma comparação entre o método de classificação climática proposto por Köppen (1931) e um método multivariado, Herrera et al. (1996) utilizaram a análise de agrupamento usando médias, de dez variáveis meteorológicas que caracterizam o clima, de 16 estações do Estado de São Paulo para um período de 13 anos de observações. Foram obtidos grupos tanto pelo método de agrupamento quanto pela técnica de componentes principais. Segundo os autores, os grupos obtidos tanto por um método quanto por outro, foram concordantes com a classificação climática para o Estado de São Paulo.

Varni et al. (1996) determinaram regiões homogêneas de precipitação pluvial em 12 estações da Argentina para o período de 1985 a 1994. O agrupamento foi feito através da análise de componentes principais e as variáveis de agrupamento utilizadas foram dados pluviométricos mensais. A identificação dessas regiões visa incluí-las nos modelos hidrológicos de fluxo de água (superficial e subterrâneo) na regionalização agroecológica da área.

Freitas & Grimm (1998) aplicaram análise de agrupamento, mais precisamente o método hierárquico de Ward, aos dados de precipitação pluvial diárias para o período de 1967 a 1992, para várias estações pluviométricas localizadas no Paraná além de algumas estações meteorológicas dos Estados de São Paulo e Santa Catarina, de forma a determinar as datas de início e final da estação chuvosa no Paraná, em cada região homogênea.

Visando estudar os padrões de comportamento temporal da precipitação pluvial de 53 estações meteorológicas da Índia, Gadgil & Iyengar (1980) recorreram à análise de componentes principais para regionalizar a variável. Os grupos foram obtidos das duas primeiras componentes que explicaram 91 por cento da variância.

As regiões homogêneas, obtidas da análise de agrupamento, são usadas para vários fins como, por exemplo, classificação climatológica, conforme feita por Becker (1992). A autora usou regiões homogêneas de precipitação pluvial e de temperatura decendiais e mensais para estabelecer padrões climatológicos do Rio Grande do Sul. No mesmo trabalho, esses grupos foram também usados para simular séries temporais e preencher valores faltantes no conjunto de dados.

Com o mesmo propósito de preenchimento de falha, só que neste caso usando dados de irradiação global, Diniz (1994) utilizou técnica de agrupamento não só para o dado bruto de irradiação mas também aos fatores obtidos da análise fatorial em componentes principais, aplicada ao conjunto dos dados de irradiação. Os grupos das estações obtidos, cujas variáveis de agrupamento utilizadas foram os fatores, e o método, o de Ward, serviram de base para preencher os dados faltantes das demais estações do grupo.

Visando estudar a variabilidade da precipitação pluvial no Estado de Santa Catarina e correlacioná-la com as anomalias da temperatura da superfície do mar, Baldo et al. (2000) recorreram à análise de agrupamento para a determinação das regiões homogêneas de precipitação pluvial usando o método de Ward. O período estudado foi de 1950 a 1997 para um total de 42 séries pluviométricas, tendo verificado significativa variabilidade de um ano para outro sendo o ano de 1983 o de maior anomalia positiva por se tratar de um ano com ocorrência de forte evento El Niño.

Vários pesquisadores têm feito uso de uma variedade de dados meteorológicos para definir tipos climáticos e delinear zonas de similaridade climática. Fovell & Fovell (1993) fizeram uma regionalização de zonas climáticas nos Estados Unidos aplicando técnicas hierárquicas de agrupamento, mais

especificamente o método da ligação média, a um conjunto de dados de temperatura média e total acumulado de precipitação pluvial para um período de 50 anos (1931 a 1980) em 34 regiões climáticas. Foram obtidos 14 grupos não só pelo método de agrupamento, mas também através da análise de componentes principais.

Considerando as técnicas aglomerativa e divisiva da análise de agrupamento, Ramos (2000) utilizou as duas formas de classificação para estudar as variações das precipitações pluviais no Mediterrâneo, as quais são responsáveis pelo clima da região. Da técnica divisiva, foi usado o método "K-média" e da hierárquica aglomerativa, o método de Ward. Os métodos foram aplicados às precipitações pluviais diárias do período de 1889 a 1999 do Alt Penedès, região Nordeste da Espanha. Foram analisados, também, valores de precipitações pluviais anuais das estações da primavera e outono. Segundo conclusão do autor, a utilização de mais de um método de agrupamento, permite extrair um número maior de informações. O uso da técnica hierárquica permite visualizar a combinação das observações para formar os grupos, o que não é possível na técnica divisiva. Dentro da técnica hierárquica, o método de Ward permite interpretar melhor os resultados.

Ainda no campo de verificação de técnicas de agrupamento, Kalkstein et al. (1987) utilizaram três técnicas comuns de agrupamento: Ward, ligação média e centróide. Os três procedimentos, todos hierárquicos e aglomerativos, foram testados no estudo para determinar suas habilidades no desenvolvimento de uma metodologia sinótica. Segundo conclusão dos autores, a evolução comparativa apresentada sugere que o método da ligação média é superior ao da centróide e de Ward neste tipo de aplicação sinótica.

Diversas pesquisas nos estados brasileiros têm sido feitas buscando obter regiões homogêneas de algumas variáveis meteorológicas como, por exemplo, Rodrigues et al. (1996) que usaram o método da classificação hierárquica na identificação de regiões pluviometricamente homogênea no Estado do Ceará. Foram usados no agrupamento totais diários de precipitação pluvial coletados em 84 postos pluviométricos pertencentes à rede de estações meteorológicas da SUDENE e do Estado do Ceará, referente ao período de 1913 a 1983. Foram utilizados, para o agrupamento, três métodos hierárquicos: ligação simples, ligação completa e centróide; 6 grupos foram obtidos e o método que gerou os grupos mais representativos foi o da centróide.

Utilizando também dados de precipitação pluvial, Silva et al. (1996) determinaram grupos homogêneos no setor leste da Região Nordeste. Para a análise de agrupamento, foram utilizados dados totais mensais de 127 postos meteorológicos localizados nos tabuleiros costeiros e baixadas litorâneas de municípios dos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas Sergipe e Bahia que apresentaram registros contínuos para um período superior a 20 anos. Os grupos foram obtidos através do método hierárquico de classificação de Ward, sendo selecionados quatro grupos com características pluviometricamente homogêneas.

Ainda no campo da precipitação pluvial, Braga (1992) estabeleceu uma classificação em regiões homogêneas de precipitação pluvial usando técnicas estatísticas multivariadas, mais precisamente a análise de componentes principais e a análise de agrupamento. Usou-se dados decendiais de 50 localidades no Estado do Rio Grande do Norte para um período de 30 anos. Foram obtidos 5 regiões homogêneas

Trabalho semelhante de obtenção de grupos homogêneos de precipitação pluvial foi desenvolvido por Marcellini et al. (1996) para o Estado do Pará. Para definição das regiões homogêneas foram selecionados dados de 62 postos fluviométricos e 121 pluviométricos, com séries históricas igual ou superior a 30 anos e com número de falha igual ou inferior a um terço do período observado. Na identificação das regiões homogêneas foram utilizados dois métodos de análise estatística multivariada: a análise de componentes principais e a análise de agrupamento. Dos métodos hierárquicos de agrupamento existentes, o das ligações médias foi o utilizado obedecendo ao final, quatro grupos homogêneos.

Ainda com relação à precipitação pluvial, técnicas de agrupamento foram utilizadas também por Lopes et al. (1996) na identificação de grupos pluviometricamente homogêneos para o Estado do Rio Grande do Norte. Os dados foram de 59 postos pluviométricos pertencentes à rede de estações do Estado para o período de 1910 a 1990. A técnica e os métodos de agrupamento foram os mesmos usados por Rodrigues et al. (1996), diferenciando apenas na escolha do método mais eficaz, que foi o da ligação completa e cinco grupos homogêneos foram encontrados.

Além da precipitação pluvial, campos de temperaturas máxima e mínima foram utilizados por Kim et al. (2000) para regionalizar o Estado do Paraná. Aos dados diários de vinte e nove estações meteorológicas foi aplicado o critério proposto por Lund (1963), resultando diferentes números de grupos para as variáveis utilizadas: oito regiões homogêneas de precipitação pluvial e nove de temperaturas máxima e mínima.

2.3 Modelos diagnósticos e previsões climáticas, técnicas empregadas e variáveis meteorológicas utilizadas

Todas as atividades de nossas vidas são afetadas, direta ou indiretamente, pelo clima. Segundo Moura & Studzinsk (1994), a capacidade das sociedades em se adaptar às flutuações climáticas tem determinado a sua sobrevivência desde os primórdios da civilização. Geralmente as populações planejam suas atividades pelo conhecimento antecipado das variações de temperatura e de precipitação pluvial, baseando-se nos ciclos sazonais e anuais conhecidos. A habilidade de prever as características futuras das variáveis meteorológicas tem sido a meta de muitos estudos ao longo do tempo e vários métodos foram e têm sido utilizados na elaboração de previsões climáticas. Feitas com um adequado grau de precisão, estas previsões proporcionariam aos tomadores de decisão e governos a possibilidade de antecipar e planejar inteligentemente futuras ações dirigidas a setores de atividades socio-econômicas e à sociedade como um todo. Segundo Guetter (1998), as previsões climáticas têm sido realizadas com modelos dinâmicos e estatísticos.

Os modelos dinâmicos são representações matemáticas dos processos físicos que visam simular as distribuições de umidade e energia sobre todo o globo. Esses modelos são denominados “Modelos de Circulação Geral da Atmosfera” e têm sido desenvolvidos desde a década de 1950, passando a ser explorados como ferramentas para previsão do clima na década de 1980.

Os modelos estatísticos de previsão do clima estabelecem relações estatisticamente significativas entre variáveis meteorológicas locais em áreas continentais, com preditores locais e remotos. Os preditores locais correspondem ao estado antecedente da variável, enquanto que os preditores remotos normalmente correspondem às variáveis meteorológicas em áreas oceânicas, ou em outras áreas que não sejam o local da previsão. Ainda segundo Guetter

(1998), citando Barnston (1994), a análise estatística fornece conhecimento empírico que pode produzir previsões climáticas confiáveis, mesmo que não haja entendimento explícito do processo dinâmico. Os preditores mais comuns, para previsão de precipitação pluvial e temperatura da superfície, são: temperatura da superfície do mar e altura geopotencial em 700mb.

A precisão e eficiência dos métodos estatísticos e físicos, são analisadas por Palmer & Anderson (1994) que exaltam os benefícios do desenvolvimento de previsões climáticas, incluindo conexões com previsão do tempo de um lado e mudanças climáticas do outro.

Segundo Namias (1968), a história da previsão de longo prazo e o desenvolvimento de métodos científicos, parece ter sido iniciado através das pesquisas de Teisserenc de Bort (1880), que averiguando os campos da pressão ao nível médio do mar, estabeleceu a teoria dos “Centros de Ação”. Esta teoria levou ao entendimento das características futuras do tempo, sendo que muitos trabalhos nessa linha foram posteriormente desenvolvidos. As previsões climáticas ou previsões de longo prazo são previsões feitas para um período de, no mínimo, um mês. Tais previsões, sazonais e interanuais, têm sido objeto de estudo e debate quanto à eficiência, confiabilidade e utilização por vários pesquisadores, por exemplo, Bettge et al. (1981), Lawson & Cerverny (1985), Barnston & Livezey (1985), Chervin & Bettge (1985), Hoyt (1985), citados por Livezey (1990). O uso efetivo dos prognósticos climáticos foi enfocado por Changnon et al. (1995), que, conforme os autores, têm inegáveis e significativos impactos econômicos, não só na agricultura, mas também na indústria. Para Carson (1998), o principal fator no recente progresso da previsão climática tem sido o sucesso do experimento TOGA “Tropical Ocean and Global Atmosphere” do programa WCRP “World Climate Research Programme”, o qual, possibilitou o

reconhecimento e estudo do El Niño Oscilação Sul (ENSO) e a existência de hipóteses científicas sobre a influência da anomalia na Temperatura da Superfície do Mar (TSM) sobre a circulação atmosférica. Variações da TSM, continuadas por vários meses, pode ter uma forte influência sobre as anomalias atmosféricas sazonais, especialmente nos trópicos. Motivado por essa realização, técnicas usando padrões de escala global de dados históricos de TSM têm sido usadas com sucesso desde 1986 nos serviços meteorológicos para produzir previsões experimentais da precipitação pluvial sazonal na Região Nordeste do Brasil e no Noroeste da África Tropical.

Apesar das experiências desde 1986, a previsão climática no Brasil passou a ser mais largamente usada a partir de 1990, e muitos trabalhos desenvolvidos buscam, ainda, encontrar relações das diversas variáveis com o campo meteorológico que se quer prever; essas relações, ainda que diagnósticas, buscam o desenvolvimento de modelos preditivos. Hastenrath (1995) faz uma revisão dos avanços recentes das previsões climáticas nas regiões tropicais nos últimos 5 anos, enfocando o entendimento de fatores regionais característicos como as monções na Índia, furacões nos oceanos Atlântico e Pacífico norte, El Niño Oscilação Sul no Pacífico equatorial, bem como trabalhos feitos sobre o tema em diversos países tropicais.

O modelo mais usado em previsão climática é o estatístico embora, conforme dito anteriormente, existam outros. Mendoza & Adem (1994), empregando a aproximação quase-geostrófica, derivaram um modelo termodinâmico baroclínico de duas camadas com orografia para prever as anomalias mensais da temperatura do ar, altura e os componentes zonal e meridional do vento geostrófico no nível de 700mb para o hemisfério norte. Mais recentemente, Adem et al. (2000) fizeram adaptações a este modelo

termodinâmico, capacitando-o a prognósticos numéricos sazonais. O modelo foi avaliado em região do México para o período de fevereiro de 1981 a novembro de 1983; os resultados mostraram que as temperaturas do oceano exercem um papel importante nas previsões e podem sugerir que as temperaturas oceânicas acima da normal nas regiões adjacentes do Pacífico mexicano, associadas ao El Niño, causam temperaturas do ar acima da normal e precipitações pluviais abaixo da normal, favorecendo possivelmente a secas na República Mexicana.

2.3.1 Telecomunicações entre variáveis meteorológicas nos modelos de previsão climática

As relações entre variáveis meteorológicas de regiões diferentes, ou seja, a influência de uma sobre a outra, são referidas como telecomunicações; esse padrão de comportamento atmosférico é muito estudado na busca de explicações e definições de características futuras do clima. Telecomunicações no campo da altitude geopotencial durante o inverno do hemisfério norte foram estudadas por Wallace & Gutzler (1981), a fim de identificar influência sobre as oscilações das ondas planetárias. Um conjunto de dados mensais de pressão ao nível do mar e geopotencial de 500mb para um período de 15 anos foi utilizado. Usou-se também, um método objetivo para identificar e descrever os fortes padrões de telecomunicações na matriz de correlação; um teste para verificar a repetição dos padrões foi feito com um conjunto de dados independentes.

Um estudo de caso de telecomunicações entre a anomalia da temperatura da superfície do mar e sua influência no clima da África Central foi feito por Semazzi et al. (1996) para verificar condições climáticas extremas que prevaleceram na África durante os anos de 1950 até 1973. Chuvas abundantes em 1950 foram observadas em toda África principalmente em Sahel e África do

Sul. Por outro lado, em 1973, várias partes do continente experimentaram severas secas. O período de dados incluídos no estudo dos casos foi de 1949 a 1973 incluindo os anos que foram o foco dos estudos. Foram utilizadas 600 estações meteorológicas.

Mediante análise de correlação cruzada, Lee & Kung (2000) investigaram as relações entre variáveis climáticas de escala regional e de grande escala a fim de identificar teleconecções úteis para um prognóstico de longo prazo. Com base em uma análise de componentes principais de registros climatológicos históricos, os autores formularam e efetuaram modelos de regressões prognósticas experimentais de temperatura e precipitação pluvial para o maciço montanhoso do meio oeste sul dos Estados Unidos. Os preditores foram: temperatura da superfície do mar, campos hemisféricos do ar superior e as observações do clima local, utilizaram dados do período de 1961 a 1975 e de 1980 a 1994. Segundo os autores, os resultados dos experimentos de prognósticos revelaram a utilidade e estabilidade do prognóstico dos elementos climáticos do terreno elevado das montanhas. A validade dos modelos foi testada para o período final de 10 anos.

Visando descrever o ciclo anual da precipitação pluvial no Uruguai e no Estado do Rio Grande do Sul e investigar a relação entre anomalia deste elemento e a temperatura da superfície do mar nos oceanos Atlântico e Pacífico, Diaz et al. (1998), seguindo metodologia proposta por Studzinski (1995), utilizaram dados de 40 estações meteorológicas, bem distribuídas na área de estudo, para o período de 1917 a 1980. Os autores usaram as técnicas multivariadas de correlações canônicas e funções ortogonais empíricas (FOEs), mês a mês e concluíram que a variabilidade da precipitação pluvial no Rio Grande do Sul e Uruguai está ligada à anomalia da temperatura da superfície do mar.

Esta aparente associação entre variáveis atmosféricas e oceânicas sugere várias possibilidades, podendo ser destacada que eventos no Oceano Pacífico podem produzir respostas no Atlântico, o qual pode se tornar contribuinte das anomalias da precipitação pluvial na região estudada.

2.3.2 Técnicas estatísticas multivariada e variáveis preditoras utilizadas em modelos de previsão climática

Nos modelos estatísticos de previsão climatológica, a análise multivariada é bastante usada, mais precisamente as técnicas de Análise de Componentes Principais (ACP) (Yu et al., 1997; Sengupta & Boyle, 1998) Correlações Canônicas (CC), (Barnston & He, 1995; Barnston & Smith, 1996; Feddersen, 2000) e Regressão Linear Múltipla (RLM). Menezes (1998) usou ACP e RLM para verificar a tendência prognóstica das precipitações pluviais na Região Nordeste do Brasil, tendo como preditores a temperatura da superfície do mar dos Oceanos Atlântico e Pacífico tropicais. O período de dados utilizado no modelo foi de 1970 a 1988 proveniente de 113 postos pluviométricos da Região.

Dentro da análise multivariada há também a Decomposição do Valor Singular (DVS). Repelli & Alves (1994) e também Silva et al. (1994) usaram esta técnica nos dados de 55 estações pluviométricas na região semi-árida do nordeste brasileiro para determinar a relação entre as precipitações pluviais da pré-estação e da estação chuvosa. Os resultados mostraram que a média de precipitação pluvial dos meses de dezembro e janeiro, está bem correlacionada com a média de fevereiro, março, abril e maio. Portanto, as precipitações pluviais da pré-estação do semi-árido pode constituir um bom preditor para a estação chuvosa, sozinha ou junto com outros parâmetros preditores.

A mesma técnica estatística multivariada da decomposição do valor singular foi também usada por Uvo et al. (1998) no estudo das relações entre a

temperatura da superfície do mar do Atlântico e Pacífico tropical com as precipitações pluviais mensais na Região Nordeste do Brasil (NEB). As relações entre a TSM e a precipitação pluvial no NEB foram estudadas em escala simultânea e temporal. Os resultados mostraram diferentes relações entre a TSM do Atlântico e Pacífico com a precipitação pluvial regional para diferentes meses da estação chuvosa. Segundo os autores os meses de abril e maio foram os mais importantes contribuintes à variação interanual da precipitação pluvial do Nordeste. As análises mostraram que durante esses meses, as precipitações pluviais estão correlacionadas positivamente com anomalias da TSM no Atlântico tropical sul e negativamente com anomalias da TSM do Atlântico tropical norte – características que foram identificadas em vários estudos prévios.

Usando técnicas multivariadas, mais precisamente análise de componentes principais (aqui chamada funções ortogonais empíricas) e correlações canônicas, Britto et al. (1994) desenvolveram um modelo estatístico de previsão para a variação interanual da precipitação pluvial de inverno, com antecedência de um a três meses, para a Região Nordeste do Brasil. Os dados de precipitação pluvial utilizados foram de 40 postos pluviométricos distribuídos em toda Região para o período de 1915 a 1985.

Huang & Dool (1993) desenvolveram um método de previsão de temperatura média mensal para os Estados Unidos, usando a precipitação pluvial média mensal como segundo preditor num modelo de regressão linear múltipla. O período utilizado no trabalho foi de 1931 a 1987 com dados de 130 estações meteorológicas.

Hastenrath & Greischar (1993), com o objetivo de prever as precipitações pluviais na Região Nordeste do Brasil para os meses de março a junho, utilizaram várias técnicas estatísticas, como regressão linear múltipla com

“stepwise”, técnica de análise de funções ortogonais empíricas, rede neural e análise discriminante, usando como preditores as precipitações pluviais da pré-estação, TSM e vento meridional no Oceano Atlântico. O período de dados utilizado foi de 1921 a 1989.

Unger (1999) desenvolveu um modelo de previsão de temperatura do ar e precipitação pluvial mensal para vários locais dos Estados Unidos. A técnica utilizada foi a regressão linear múltipla usando como preditores a altura geopotencial de 700mb do hemisfério norte, TSM global e valores de temperatura média sazonal. O período de dados utilizados no trabalho foi de 1955 a 1998.

Os modelos estatísticos de previsões climáticas incluem tipos cada vez mais variados de preditores, como por exemplo os propostos por Hastenrath & Greischar (1995), que buscavam um método operacionalmente viável de previsão das precipitações pluviais de verão na parte sul da África. Os autores utilizaram como preditores Índice de Oscilação Sul (IOS) dos meses de julho agosto e setembro, o vento zonal em 500mb sobre Singapura, um índice, chamado pelos autores, de linhas de oeste entre outubro-novembro ao longo do Oceano Índico equatorial e um índice de temperatura da superfície do mar de novembro no sudoeste do Oceano Índico. Estes preditores foram utilizados num modelo de regressão linear múltipla, análise discriminante e redes neurais. O período de 1954 a 1978 foi usado para elaboração do modelo e de 1979 a 1993, para teste. Segundo os autores, o modelo de regressão múltipla explicou 30% da variância nos dados independentes.

Ainda na mesma linha de busca de identificação de preditores para estimar as precipitações pluviais no Nordeste do Brasil, Repelli et al. (1994) verificaram campos de radiação de ondas longas em várias partes do globo. Segundo os autores, o campo dessa variável de algumas áreas como por

exemplo, a Indonésia, Oceano Índico, Sudeste da Ásia, América Central, Atlântico Tropical e parte da África, possuem forte correlação com as precipitações pluviais da Região Nordeste do Brasil. Os dados usados de radiação de ondas longas foi de 1975 a 1989 e o de precipitação pluvial foi de 1912 a 1990. Os resultados mostraram que a variabilidade convectiva sobre algumas áreas nos trópicos apresenta indicadores potenciais que podem ser usados para prognosticar quantitativamente as precipitações pluviais, em particular, em nível trimestral sobre o setor norte do Nordeste do Brasil.

A temperatura da superfície do mar, tanto do Oceano Atlântico quanto do Pacífico, tem sido o principal preditor nos modelos de previsões climáticas e principalmente suas influências nos padrões de comportamento de variáveis meteorológicas. Grimm & Feuser (1998) analisaram a correlação entre a temperatura da superfície do mar no Oceano Atlântico e a precipitação pluvial no Sul e Sudeste do Brasil, a fim de verificar a possível influência desse Oceano sobre as anomalias de precipitação pluvial. A relação foi verificada por regiões homogêneas, sendo que para cada área foi montada uma série média de precipitação pluvial. Os dados de TSM cobrem o período de 1950 a 1997 numa grade de $1^\circ \times 1^\circ$ desde 20°N até 40°S .

Expandindo mais as áreas da temperatura da superfície do mar, Diniz & Calvetti (1998), buscando preditores informativos para um modelo de previsão climática no Rio Grande do Sul, determinaram a correlação da TSM das regiões oceânicas do hemisfério sul e temperatura máxima de estações meteorológicas do Estado. A correlação foi calculada entre a temperatura máxima de um local, referente a um determinado mês, e TSM dos seis meses anteriores. Foram encontrados, para algumas regiões dos oceanos, correlações máximas de 0,50 a qual, considerando o período estudado que foi de 1940 a 1989, foi significativa a

95%. Os dados de TSM, em pontos de grade num espaçamento de $2^{\circ} \times 2^{\circ}$, foram referentes ao mesmo período.

As relações da TSM das regiões tropicais dos oceanos Pacífico e Atlântico com as precipitações pluviais na Região Nordeste do Brasil, levaram Haroldo & Menezes (1998), a buscarem tendências prognósticas das precipitações pluviais em escala sazonal. Os dados utilizados foram as precipitações pluviais de 113 postos pluviométricos espalhados pela Região Nordeste no período de 1970 a 1988 e a TSM em pontos de grade. Foram calculadas as correlações entre TSM e as precipitações pluviais, tendo sido utilizadas as correlações cujo valor absoluto fosse superior a 0,6 para definir a dimensão da matriz das variáveis preditora do modelo de regressão linear múltipla.

Isaac & Stuart (1992) examinaram a dependência da precipitação pluvial diária sobre a temperatura em 56 estações meteorológica do Canadá. As estações estudadas tinham todas um período de observação de mais de 40 anos.

A análise harmônica, apesar de ser uma técnica estatística mais de verificação de tendência de séries temporais, também é usada como modelo prognóstico. Brabo & Repelli (1994) fizeram uma avaliação de um prognóstico de longo prazo para o período chuvoso do setor norte da região Nordeste do Brasil. Os autores utilizaram os totais mensais de precipitação pluvial de 66 estações distribuídas no setor de estudo em seis grupos climatologicamente homogêneos. Segundo os autores, a eficiência dos modelos desenvolvidos é considerada de regular a boa, pois apresentou um nível de acerto em torno de 60%, com significância de 99%.

Estes trabalhos constituem referências de pesquisas feitas tanto no Brasil quanto em outros países. Mesmo não tendo esgotado totalmente o assunto

que foi objeto desta tese, a bibliografia consultada contemplou trabalhos importantes dentro da proposta da tese e trouxeram uma boa contribuição à pesquisa desenvolvida.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Fundamentação teórica

Quando se deseja informações à cerca de um grupo de variáveis ou às vezes de mais de uma no conjunto total dos dados de uma região, é usual recorrer-se à análise multivariada. Esta técnica estatística é usada para reduzir ao máximo o número de variáveis envolvidas em um problema com uma pequena perda de informações. Os principais objetivos desta técnica são:

- reduzir a dimensão de uma matriz de dados;
- investigar o comportamento espacial e temporal das variáveis consideradas;
- obter grupos homogêneos das variáveis.

Dentro da análise multivariada existem várias técnicas de manejo de dados muito úteis para trabalhos em climatologia como, por exemplo, a Análise Fatorial (AF), a Análise de Componentes Principais (ACP), a Decomposição do Valor Singular (DVS), as Correlações Canônicas (CC) e outras.

Neste trabalho foram usadas técnicas estatísticas multivariadas tanto na recuperação dos dados meteorológicos, quanto na determinação das regiões homogêneas das temperaturas máximas e mínimas e na elaboração das equações do modelo prognóstico.

Os métodos partem de uma matriz de dados $\mathbf{X}_{(n \times p)}$ cujas linhas correspondem “n” unidades (indivíduos) fornecendo “p” características (valores

numéricos) cada. No caso de estudos climatológicos, essas unidades podem ser estações meteorológicas; as características seriam dados meteorológicos como pressão, temperatura, vento, umidade relativa etc, ordenados ou não segundo seqüências cronológicas. No caso de uma única variável, estes dados podem constituir uma seqüência cronológica, onde cada linha “i” representa o valor da variável para um mês “i” no conjunto “p” locais. A coluna “j” forma uma série temporal da variável em estudo para a j-ésima (coluna) dado.

A matriz de dados é organizada da seguinte forma:

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

Ou:

$$\mathbf{X}_{(n \times p)} = (X_1 \quad X_2 \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad X_p) \quad (2)$$

Observe-se que a matriz $\mathbf{X}_{(n \times p)}$ pode ser interpretada como um ordenamento de “p” vetores colunas (cada vetor equivalente à série temporal de cada uma das “p” estações), ou de “n” vetores linha (cada vetor indicando valores de uma determinada rede de estações numa época dada). O primeiro caso descreve principalmente o comportamento temporal de uma rede, enquanto que o segundo ilustra a situação espacial da variável em cada época.

3.1.1 Análise de agrupamento

Segundo Curi (1982), dado um conjunto de unidades conhecidas somente por uma listagem de seus caracteres, pretende-se encontrar a melhor maneira de descrever seus padrões de similaridades mútuas. Um dos métodos utilizados com esta finalidade é a análise de agrupamentos. Esta técnica não

pressupõe a existência de grupos; os diversos passos desta ampla metodologia objetivam transformar um conjunto heterogêneo de unidades, em grupos que se caracterizam pela homogeneidade interna e pela heterogeneidade externa. Conforme Everitt (1974), classificação pode ser entendido como um processo para localizar entidades em classe inicialmente indefinidas, de modo que indivíduos da mesma classe sejam similares, entre si, em algum sentido definido pelas variáveis consideradas. Essas classes de indivíduos similares serão os agrupamentos.

Existem vários tipos de técnicas de análise de agrupamentos. A definida por Everitt (1974) é a seguinte:

- Técnicas de Partição – Otimização;
- Técnicas de Densidade;
- Técnicas de Agrupamentos com interseção;
- Outras (técnicas que não se encaixam claramente dentro de qualquer das quatro técnicas descritas acima).

As técnicas de análise de agrupamentos podem ser as hierárquicas e as não-hierárquicas. Nas técnicas não-hierárquicas, efetua-se uma partição em um número de classes fixado a “priori” e nas hierárquicas são produzidas seqüências de partições em classes cada vez mais vastas. As técnicas hierárquicas de agrupamento podem ser divididas em dois tipos:

- Aglomerativas - onde através de fusões sucessivas dos “n” elementos vão sendo obtidos n-1, n-2, etc, grupos, até reunir todos os elementos num único grupo; ou seja, no principio cada elemento forma um grupo individual e no final todos se fundem formando um único grupo;

- Divisivas – partem de um único grupo e por divisões sucessivas vão sendo obtidos dois, três, etc. grupos.

O que caracteriza estes processos é que a união de dois grupos numa certa etapa, produz um dos agrupamentos da etapa superior, caracterizando o processo hierárquico.

3.1.2 Função de agrupamento

Na análise de agrupamentos, todos os processos de hierarquização são similares, iniciando-se pela determinação de uma função de agrupamento. Esta função é usada como critério para medir a distância entre dois objetos ou para estabelecer o quanto eles são parecidos. Alguns autores chamam-na de coeficiente de parença, que pode se dividir em duas categorias: medida de similaridade e dissimilaridade. Na primeira, quanto maior o valor observado mais parecidos são os objetos. Já na segunda, quanto maior o valor observado menos parecidos (mais dissimilares) serão os objetos. Um exemplo de medida de similaridade é o coeficiente de correlação e de dissimilaridade, é a distância euclidiana. A maioria dos algoritmos utilizam medidas de similaridade e dissimilaridade entre os elementos de um conjunto, cujos os valores de similaridade (dissimilaridade) calculados com base na matriz de dados originais $\mathbf{X}_{(n \times p)}$ são representados por uma matriz de distâncias ou de similaridade denominada matriz de parença.

3.1.3 Distância euclidiana e métodos de agrupamento

Segundo Wilks (1995), a idéia central do agrupamento de um conjunto de dados distribuídos em pontos é a idéia de distância. Os grupos devem consistir de pontos separados por uma pequena distância, relativa às distâncias entre os grupos. A mais intuitiva e comumente medida de distância usada em análise de

agrupamento, é a distância euclidiana em dados de vetores num espaço P-dimensional. Assim, a distância entre dois pontos x_i e x_j é:

$$d_{ij} = \|x_i - x_j\| = \left[\sum_{k=1}^P (x_{i,k} - x_{j,k})^2 \right]^{1/2} \quad (3)$$

Quando se usam grandezas não diretamente comparáveis (com unidades e naturezas diferentes), a mudança de uma das unidades de medida pode alterar completamente o significado e o valor do coeficiente de parença. Essa é uma das razões da padronização ou redução das variáveis. A redução é feita da seguinte forma: a matriz $\mathbf{X}_{(n \times p)}$ é transformada numa outra $\mathbf{Z}_{(n \times p)}$ tal que

$$Z_{i,k} = \frac{x_{ik} - \bar{x}_k}{s_k} \quad (4.a)$$

$$Z_{jk} = \frac{x_{jk} - \bar{x}_k}{s_k} \quad (4.b)$$

Sendo \bar{x}_k e s_k a média e o desvio padrão dos valores na k-ésima coluna.

Feita a transformação a distância euclidiana passa a ser :

$$d_{ij} = \|z_i - z_j\| = \left[\sum_{k=1}^P (z_{i,k} - z_{j,k})^2 \right]^{1/2} \quad (5)$$

ou, substituindo (4.a) e (4.b) em (5), temos:

$$d_{ij} = \|x_i - x_j\| = \left[\sum_{k=1}^P \left(\frac{x_i - x_j}{s_k} \right)^2 \right]^{1/2} \quad (6)$$

que é a média dos desvios quadráticos dos dados padronizados.

Tanto a distância euclidiana (medida de dissimilaridade) quanto o coeficiente de correlação (medida de similaridade) podem ser usados na determinação de grupos. Para este fim existem dois métodos de agrupamento, os hierárquicos e os não hierárquicos. Nos métodos hierárquicos várias técnicas ou critérios de agrupamentos são possíveis. Dentre eles podemos destacar, os relacionados por Wilks (1995), que são os seguintes: o método da ligação simples ou vizinho mais próximo, o da ligação completa ou vizinho mais distante, o método da ligação média, o método da centróide e o método de Ward. Estes métodos serão descritos aqui por terem sido utilizados em vários trabalhos encontrados na bibliografia e porque, alguns deles, foram utilizados neste trabalho mais especificamente o de Ward, ligação simples, ligação completa e o da centróide.

a) - Método da ligação simples ou vizinho mais próximo.

Este método usa como medida de parença entre dois grupos, tanto a similaridade quanto a distância. Os grupos inicialmente constituídos de grupos individuais (onde cada objeto é um grupo) se fundem de acordo com a distância entre seus membros mais próximos. Os grupos com menor distância se fundem primeiro. Por este método, então, a distância entre grupos é definida como a distância entre seus membros mais próximos. Assim, a distância entre dois grupo G_1 e G_2 será definida por:

$$d_{G_1G_2} = \min [d_{ij}] \quad (7)$$

Onde: $i \in G_1, j \in G_2$

No caso de similaridade (definida por S),

$$s_{G_1G_2} = \max [s_{ij}] \quad (8)$$

Onde: $i \in G_1, j \in G_2$

b) - Método da ligação completa ou vizinho mais distante.

Este método é exatamente o oposto ao da ligação simples, apesar de usar tanto a medida de distância quanto a de similaridade para definir a parença. Aqui os grupos são formados fundindo os membros mais distantes entre os grupos. No caso da parença ser definida pela distância, esta será calculada por:

$$d_{G_1G_2} = \max [d_{ij}] \quad (9)$$

Onde: $i \in G_1, j \in G_2$

No caso de similaridade (definida por s),

$$d_{G_1G_2} = \min [d_{ij}] \quad (10)$$

Onde: $i \in G_1, j \in G_2$

c) - Método da ligação média.

Este método define a distância grupo a grupo como a distância Euclidiana média entre todos os possíveis pares de pontos nos dois grupos que estão sendo comparados. Se G_1 contém n_1 pontos e G_2 contém n_2 pontos, a distância média será:

$$d_{G_1G_2} = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} d_{ij} \quad (11)$$

d) - Método da centróide.

Este processo é o mais direto, pois substitui cada fusão de objetos por um único ponto representado pelas coordenadas de seu centro. A distância entre os grupos é definida pela distância entre os centros. Em cada etapa procura-se fundir grupos que tenham a menor distância entre si. A distância entre G_1 e G_2 será:

$$d_{G_1, G_2} = \|\bar{x}_{G_1} - \bar{x}_{G_2}\| \quad (12a)$$

Onde os vetores médios são definidos conforme equação abaixo.

$$\bar{X}_g = \frac{1}{n_g} [\mathbf{X}_g]^T \cdot \mathbf{1} \quad (12b)$$

e) - Método de Ward

Segundo Everitt (1994), Ward (1963) propôs que em qualquer estágio de uma análise a perda de informações que resulta do agrupamento de indivíduos pode ser medida pela soma total do quadrado dos desvios de todos os pontos da união de todos os possíveis pares de grupos considerados. E os dois grupos cuja fusão resulte no mínimo incremento da inércia são combinados. O agrupamento é feito diretamente através da equação:

$$W = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 \quad (13)$$

As etapas descritas anteriormente, embora instrutivas acerca do processo de agrupar indivíduos, não facilitam a interpretação dos resultados a respeito de como serão obtidos os grupos e o número deles num processo de agrupamento. Necessita-se de instrumentos mais apropriados; um deles é o

dendrograma que é uma representação gráfica muito usada na análise de agrupamento para apresentar o resultado de um agrupamento.

Existindo à disposição diversas técnicas para a análise de agrupamento e não havendo testes estatísticos válidos para os resultados obtidos e considerando que diferentes técnicas aplicadas ao mesmo conjunto de dados produzem estruturas que são substancialmente diferentes (Nathan & McMahon, 1990), o pesquisador geralmente fica em dúvida sobre qual técnica aplicar. Entendendo que esta análise sempre deve ser aplicada com caráter introdutório, e nesse sentido tem seu mérito, a consideração a ser adotada é que o melhor método é aquele que fornece os resultados mais coerentes com a realidade climatológica da região estudada. Existem dois métodos de determinação do número de grupos a ser obtido e dos indivíduos que os constituem: um método objetivo e outro subjetivo. No primeiro, a evolução da inércia em etapas sucessivas de agrupamentos, pode ser utilizada; observa-se que a inércia em algumas seqüências de agregação aumenta rapidamente indicando a partir daí a existência de um número de grupos a ser obtido. Entretanto, nem sempre essa transição está bem definida, nesse caso algum critério subjetivo deve ser adotado. Sugere-se um corte transversal no dendrograma determinando, através da necessidade e dos dados agrupados, o número de grupos a ser obtido.

3.1.4 Análise de componentes principais (ACP)

A idéia central da análise de componentes principais, é reduzir a dimensão de um conjunto de dados composto de um grande número de variáveis interrelacionadas conservando as variações presentes no conjunto de dados. Isto é possível transformando-o em um novo grupo de variáveis, os componentes principais, os quais são não correlacionados. Essa técnica foi introduzida por

Lorenz (1956) em estudos meteorológicos e por ele chamada análise de funções ortogonais empíricas.

"Em análise climatológica, pode-se efetuar estudos no modo-T, sendo neste caso o tempo considerado como variável (meses do ano por exemplo) e os indivíduos como os locais de observação (estação meteorológica) onde são obtidos os valores das variáveis meteorológicas em estudo. Pode-se efetuar estudos no modo-S; neste caso, as variáveis seriam os locais de observação e os indivíduos poderiam ser os instantes de tempo (meses ou dias sucessivos) nos quais são observadas as grandezas meteorológicas analisadas" (Silva et al., 1992).

O enfoque da técnica de análise de componentes principais, adotado por Bouroche & Saporta (1982), estabelece que a informação associada a N indivíduo (constituída por P informações ou variáveis) é representado por uma nuvem de N pontos num espaço vetorial Γ com dimensão P . A (ACP) consiste na projeção dessa nuvem de pontos situada em um sub espaço de dimensão $a < P$ de forma que sua projeção sofra a menor deformação possível. O plano sobre o qual são efetuadas essas projeções é denominado plano principal e a direção chamada direção principal. Considerando como direção principal em Γ , representam a nuvem de pontos, aquela definida por uma reta ajustada por minimização da soma de quadrados perpendicular à reta de mínimos quadrados. A solução do problema conduz naturalmente a P direções principais. Esta técnica transforma as variáveis, que inicialmente são correlacionadas, em outras não correlacionadas entre si.

3.1.4.1 Fundamentação estatística da Análise de Componentes Principais (ACP)

No entendimento da fundamentação estatística da ACP é importante descrever alguns conceitos que serão utilizados, os quais serão apresentados a seguir.

a) - Covariância e coeficiente de correlação entre duas variáveis aleatórias.

Quando duas variáveis variam simultaneamente, temos interesse em medir a influência que a variação de uma tem sobre a variação da outra.

Uma maneira de tentar captar esta medida é definindo a covariância entre duas variáveis aleatória X e Y como sendo:

$$\text{Cov}_{(x,y)} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{n-1} \quad (14)$$

Outra medida definida a partir desta, é o coeficiente de correlação o qual expressa a associação entre duas variáveis e é expresso por:

$$r(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{S(X) \cdot S(Y)} \quad (15)$$

Onde: S(X) e S(Y) são os desvios padrões das variáveis X e Y

b) - Autovalores e autovetores

Os autovalores são raízes λ da equação característica dada por:

$$\det[\mathbf{R} - \lambda \mathbf{I}] = 0 \quad (16)$$

Onde:

\mathbf{R} é a matriz de correlação ou matriz de variância e covariância (dependendo da natureza dos dados).

λ é a raiz da equação característica.

\mathbf{I} é a matriz identidade.

A cada autovalor λ_i da matriz \mathbf{R} corresponde um autovetor \underline{u}_i . Os autovetores associados à matriz \mathbf{R} são obtidos pela solução do sistema das seguintes equações lineares:

$$[\mathbf{R} - \lambda \mathbf{I}] \cdot \underline{u} = 0 \quad (17)$$

Onde: \underline{u} é um autovetor.

Seja X_t , $t = 1, 2, \dots, N$, uma série temporal de uma variável meteorológica de um determinado local representado pelo vetor coluna $\underline{X} = [X_1, X_2, \dots, X_n]^T$. Considerando uma série conjunta de P locais (estações meteorológicas) de uma região, a evolução temporal do vetor linha virá descrito pelo vetor $\underline{X} = [X_1, X_2, \dots, X_p]^T$. A matriz de dados para as P estações para um certo período de tempo (dias do mês por exemplo) será:

$$\mathbf{X}_{(n \times p)} = \begin{pmatrix} X_{11} & X_{12} & \cdot & \cdot & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & \cdot & \cdot & X_{2p} \\ \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot \\ X_{n1} & X_{n2} & \cdot & \cdot & X_{np} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Supondo agora um conjunto de dados padronizados, cuja matriz é escrita da seguinte forma:

$$\mathbf{Y}_{(n \times p)} = \begin{pmatrix} Y_{11} & Y_{12} & \cdot & \cdot & Y_{1p} \\ Y_{21} & Y_{22} & \cdot & \cdot & Y_{2p} \\ \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot \\ Y_{n1} & Y_{n2} & \cdot & \cdot & Y_{np} \end{pmatrix} \quad (19)$$

A matriz de correlação de \mathbf{Y} pode ser obtida por:

$$\mathbf{R} = \frac{1}{n} \mathbf{Y}^t \mathbf{Y} \quad (20)$$

Onde: \mathbf{Y}^t é a transposta da matriz \mathbf{Y}

Então:

$$\mathbf{R}_{(n \times p)} = \begin{pmatrix} 1 & r(y_1, y_2) & \cdot & \cdot & r(y_1, y_p) \\ & 1 & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & 1 & \cdot & \cdot \\ & & & 1 & r(y_n, y_p) \\ & & & & 1 \end{pmatrix} \quad (21)$$

Conforme visto, se os dados forem padronizados, a matriz obtida é de correlação que tem na diagonal principal o valor 1. Se os dados forem bruto, conforme descritos em \mathbf{X} , a matriz é de variância-covariância escrita da seguinte forma:

$$\mathbf{V}_{(n \times p)} = \begin{pmatrix} S^2(X_1) & S(X_1 X_2) & \cdot & \cdot & S(X_1 X_p) \\ & S^2(X_2) & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & & \cdot & S(X_n X_p) \\ & & & & S^2(X_p) \end{pmatrix} \quad (22)$$

Sendo \mathbf{R} uma matriz simétrica, pode ser diagonalizada por uma matriz ortogonal \mathbf{A} denominada matriz de direções principais. A matriz diagonal \mathbf{D} cujos elementos diagonais são autovalores de \mathbf{R} é obtida pela equação:

$$\mathbf{D} = \mathbf{A}^{-1} \cdot \mathbf{R} \cdot \mathbf{A} \quad (23)$$

Onde: \mathbf{A}^{-1} é a matriz inversa de \mathbf{A}

Como \mathbf{A} é uma matriz ortogonal, a matriz inversa é igual à transposta $\mathbf{A}^{-1} = \mathbf{A}^t$; assim:

$$\mathbf{D} = \mathbf{A}^t \cdot \mathbf{R} \cdot \mathbf{A} \quad (24)$$

A matriz \mathbf{A} descreve um operador mudança de base a um novo sistema de referência composto pelos autovetores normalizados de \mathbf{R} . Os

componentes principais $[Z_1, Z_2, \dots, Z_p]^t$ das variáveis Y_1, Y_2, \dots, Y_p compõem imagem dos vetores \underline{Y} logo:

$$\underline{Z} = \mathbf{A}^t \underline{Y} \quad (25)$$

$$\underline{Y} = \mathbf{A} \underline{Z} \quad (26)$$

Os valores y_m do m-ésimo local (estação meteorológica), serão reproduzidos exatamente pela expressão:

$$y_m = a_{m1}z_1 + a_{m2}z_2 + \dots + a_{mp}z_p \quad (27a)$$

Ou

$$y_m = \underline{a}^t \underline{Z} \quad (27b)$$

As variáveis Z_1, Z_2, Z_M , são os componentes principais do conjunto de vetores \underline{Y} . Ordenados os autovalores λ_k em ordem decrescente percebe-se que as variáveis y_m podem ser aproximadas considerando na equação (27a) os primeiros $K < P$ termos, de forma que os K primeiros componentes Z_k acumulem uma porcentagem desejada da variância total. É nesse sentido que a ACP permite reduzir o número inicial de m variáveis (Y_m) a um número $K < P$ de componentes significativos.

3.1.5 Análise Fatorial

A análise fatorial é uma técnica estatística usada para obter um número relativamente pequeno de fatores que procura-se identificar como responsáveis

da relação entre variáveis de uma população. Os fatores configuram um grupo menor que as variáveis, são independentes e interpretáveis mas não necessariamente observáveis.

"Nesta técnica o que se faz é substituir um conjunto inicial de p variáveis X_1, X_2, \dots, X_p , correlacionadas, por um conjunto menor de fatores comuns que podem ser não correlacionados (fatores ortogonais) ou correlacionados (fatores oblíquos). Deseja-se determinar um número mínimo de fatores necessários para explicar a maior parte da variância do conjunto original dos dados. Alguma variância que não é explicada pelos fatores comuns pode ser descrita por um termo residual ou fator específico da variável" (Possoli, 1984).

A análise fatorial como modelo matemático supõem que cada variável observada é representada como uma função linear de um menor número m de fatores comuns, mais uma componente residual (fatores específicos). Assim, podemos representar matematicamente a análise fatorial da seguinte forma:

Sendo X_1, X_2, \dots, X_p , em forma vetorial, temos:

$$\underline{X} = \begin{pmatrix} X_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ X_p \end{pmatrix} \quad (28)$$

Com m fatores comuns, $m < p$. O modelo de análise fatorial é dado por:

$$X_i = \sum_{j=1}^m \lambda_{ij} f_j + \varepsilon_i \quad (29)$$

$$i = 1, 2, \dots, p$$

$$\begin{array}{rcl}
 X_1 & = & \lambda_{11} f_1 + \lambda_{12} f_2 + \dots + \lambda_{1m} f_m + \varepsilon_1 \\
 X_2 & = & \lambda_{21} f_1 + \lambda_{22} f_2 + \dots + \lambda_{2m} f_m + \varepsilon_2 \\
 & \cdot & \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 & \cdot & \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 & \cdot & \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 X_p & = & \lambda_{p1} f_1 + \lambda_{p2} f_2 + \dots + \lambda_{pm} f_m + \varepsilon_p
 \end{array}$$

Onde:

λ_{ij} = Carga fatorial da i -ésima variável no j -ésimo fator comum. Reflete a importância do j -ésimo fator na composição da i -ésima variável.

f = Fatores comuns

ε_i = Fatores específicos que descrevem a variação residual específica da i -ésima variável (resíduo que afeta somente X_i). É a parte da variável X_i que não é explicada pelos fatores comuns f_j , s.

Em notação matricial, pode-se escrever o modelo como:

$$\underline{X} = \underline{\Lambda} \underline{F} + \underline{\varepsilon} \quad (30)$$

3.1.6 Regressão linear múltipla

Muitas vezes, mais de uma variável preditora é necessária em problemas práticos de previsão o que torna o problema mais complexo e usa-se regressão linear múltipla.

A regressão linear múltipla é a forma mais geral de regressão. Existe também um único preditante ou variável dependente (y), mas diferentemente da regressão simples, existe mais de uma variável preditora ou variável independente (x).

Vamos tomar como k o número de variáveis predictoras. No caso da regressão múltipla, a equação de previsão torna-se:

$$\hat{y} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k \quad (31)$$

Cada variável preditora k tem seu próprio coeficiente de estimativa de parâmetro (b_1, b_2, \dots, b_k) e b_0 , é o intercepto ou constante de regressão.

Os coeficientes de estimativa de parâmetros de regressão (b_1, b_2, \dots, b_k) são determinados minimizando a soma dos quadrados dos resíduos e resolvendo simultaneamente $k+1$ equações análogas às da regressão linear simples. Estes cálculos são feitos facilmente usando alguns “softwares” estatísticos.

Muitas vezes não se sabe quais ou como muitos preditores (x_1, x_2, \dots, x_k) são incluídos nem tão pouco se são úteis no modelo de regressão linear múltiplo. Embora a variável preditante possa estar correlacionada com muitas das variáveis independentes, somente algumas delas explicam grande parte da variância. Isto ocorre devido a alta intercorrelação entre as variáveis. Além disso, se muitos preditores forem incluídos, o preditante pode ser estimado de forma satisfatória, mas a equação de regressão pode mostrar não somente as relações físicas, mas também relações de erro devido aos dados que não estariam presentes na amostra. Portanto, uma equação com muitos termos pode efetuar uma previsão menos precisa do preditante do que uma equação com menos termos. Algumas técnicas de redução de preditores (escolha dos melhores) são utilizadas em vários trabalhos, sendo a mais usual a técnica chamada “regressão screening” ou “stepwise”; em muitos trabalhos é chamada regressão linear múltipla “stepwise”. Este método combina a regressão linear múltipla com um método objetivo para selecionar um bom conjunto de preditores que serão usados no modelo de regressão, ou seja, ele consiste em escolher os preditores que adicionam alguma informação e retira aqueles que não contribuem.

3.2 Definição da área de estudo

Situado na área mais meridional do Brasil, o Rio Grande do Sul localiza-se entre as latitudes de 27°05' e 33°45' sul e longitudes de 49°43' e 57°39' oeste. Possui uma extensão territorial de aproximadamente 282.184 Km² (da qual 5,2% corresponde a grandes lagunas e ambientes lacustres), bem como 622 Km de costa marítima. As variações tanto de temperatura quanto de precipitação pluvial, estão associadas às massas de ar e sistemas frontais oriundos das regiões continentais e marítimas mais ao sul do Estado. Sua distribuição topográfica, constituída de vales, depressões e regiões montanhosas (Figura 1) as quais também contribuem na distribuição dessas variáveis.

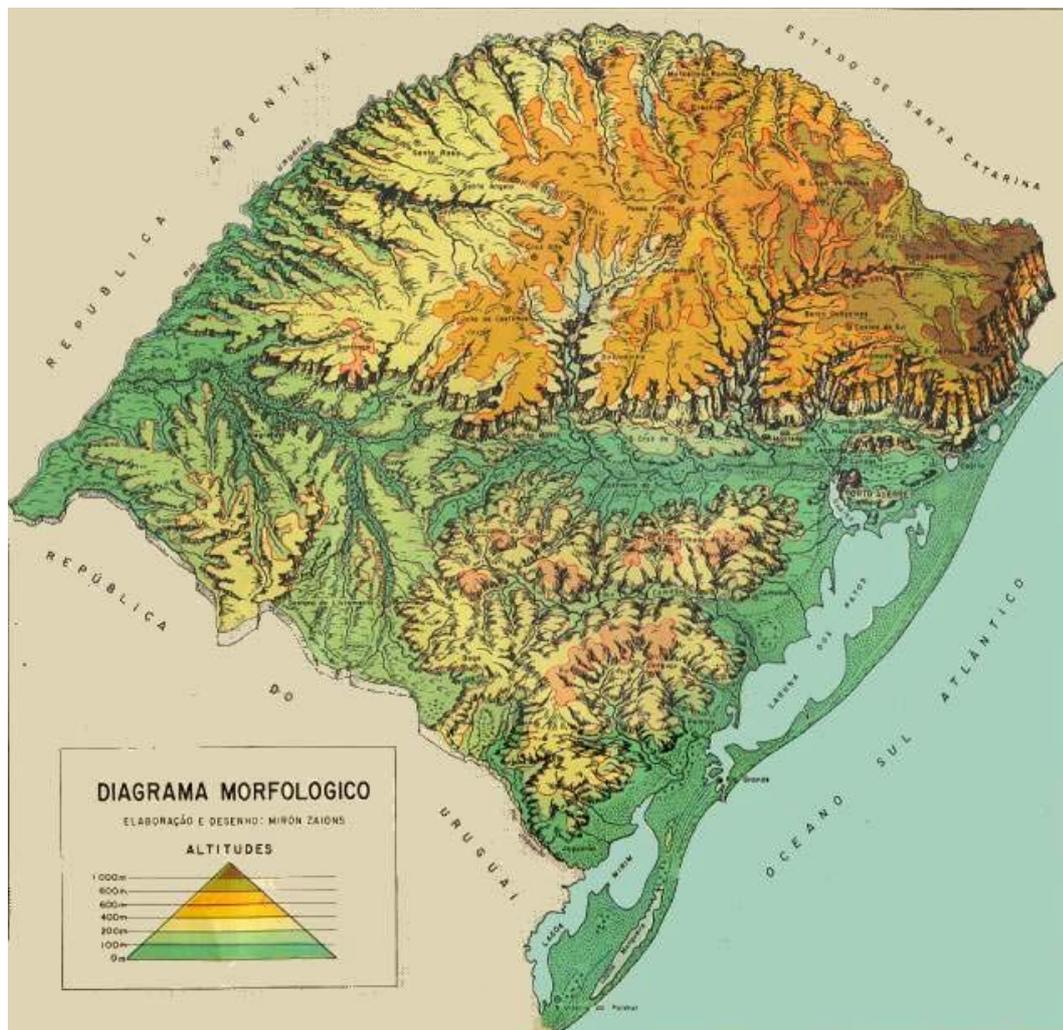


FIGURA 1. Mapa topográfico do Rio Grande do Sul Fonte: <http://www.paginadogaicho.com.br/> 23 de março de 2001

Segundo Berlato (1983), utilizando o sistema de classificação climática de Köeppen, o Rio Grande do Sul se enquadra na zona fundamental temperada (C), tipo fundamental úmido (Cf) com duas variedades específicas: subtropical (Cfa) e temperada (Cfb)

3.3 Período de estudo e dados utilizados

Foram usados dois conjuntos de dados de variáveis meteorológicas com períodos distintos: dados médios mensais de temperatura máxima e temperatura mínima de 40 estações do Rio Grande do Sul (Tabela 1) com períodos variando de 1913 a 1998 (período máximo) e de 1940 a 1998 (período mínimo). Poucas estações apresentavam o período completo de dados sem falhas, as demais, tiveram as falhas nas suas séries preenchidas por métodos que serão descritos mais adiante.

TABELA 1. Estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul, coordenadas geográficas, período e instituições a que pertencem.

Estação	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Período	Fonte
1-Alegrete	29°41'	55°31'	124	1922 – 1998	8° DISME
2-Bagé	31°21'	54°06'	215	1913 – 1998	8° DISME
3-Bento Gonçalves	29°15'	51°31'	619	1922 – 1998	8° DISME
4-Bom Jesus	28°40'	50°26'	1047	1948 – 1998	8° DISME
5-Caçapava do Sul	30°30'	53°29'	450	1915 – 1974	8° DISME
6-Cachoeira do Sul	30°02'	52°53'	72	1913 – 1986	8° DISME
7-Caxias do Sul	29°10'	51°12'	785	1931 – 1998	8° DISME
8-Cruz Alta	28°38'	53°36'	472	1913 – 1998	8° DISME
9-Encruzilhada do Sul	30°32'	52°31'	427	1914 – 1998	8° DISME
10-Farroupilha	29°14'	51°26'	702	1963 – 1998	FEPAGRO
11-Guaporé	28°55'	51°54'	772	1913 – 1981	8° DISME
12-Ijuí	28°23'	53°54'	448	1963 – 1998	FEPAGRO
13-Iraí	27 11'	53 14'	222	1934 – 1998	8° DISME
14-Júlio de Castilhos	29°13'	53°40'	516	1914 – 1998	FEPAGRO
15-Lagoa Vermelha	28°25'	51°35'	836	1931 – 1996	8° DISME
16-Marcelino Ramos	27 27'	51 54'	414	1916 – 1972	8° DISME
17-Osório	29°41'	50°13'	32	1956 – 1998	FEPAGRO
18-Palmeira das Missões	27°53'	53°26'	634	1915 – 1986	8° DISME
19-Passo Fundo	28°15'	52°24'	676	1913 – 1998	8° DISME
20-Pelotas	31°52'	52°21'	13	1913 – 1998	8° DISME
21-Porto Alegre	30°01'	51°13'	46	1916 – 1998	8° DISME
22-Rio Grande	32°01'	52°05'	5	1913 – 1998	8° DISME
23-Santa Cruz do Sul	29°43'	52°25'	56	1915 – 1967	8° DISME
24-Santa Maria	29°42'	53°42'	95	1913 – 1998	8° DISME
25-Santa Rosa	27 51'	54 25'	360	1922 – 1998	8° DISME
26-Santa Vitória do Palmar	33°31'	53°21'	6	1913 – 1998	8° DISME
27-Santana do Livramento	30°53'	55°32'	210	1913 – 1994	8° DISME
28-Santiago	29 11'	54 53'	426	1917 – 1984	8 DISME
29-Santo Ângelo	28°18'	54°15'	289	1914 – 1994	8° DISME
30-São Borja	28°39'	56°00'	96	1914 – 1998	FEPAGRO

Continuação.... Estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul, coordenadas geográficas, período e instituições a que pertencem.

Estação	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Período	Fonte
31-São Francisco de Paula	29 20'	51 30'	912	1913 – 1960	8º DISME
32-São Gabriel	30º20'	54º19'	124	1913 – 1998	8º DISME
33-São Luiz Gonzaga	28º23'	54º58'	254	1913 – 1998	8º DISME
34-Soledade	29º03'	52º26'	720	1931 – 1963	8º DISME
35-Tapes	30º52'	51º21'	5	1924 – 1973	8º DISME
36-Taquari	29º48'	51º49'	76	1913 – 1998	8º DISME
37-Torres	29º20'	49º43'	43	1931 – 1998	8º DISME
38-Uruguaiana	29º45'	57º05'	74	1931 – 1998	8º DISME
39-Vacaria	28º33'	50º42'	960	1931 – 1998	8º DISME
40-Veranópolis	28º56'	51º33'	705	1913 – 1998	FEPAGRO

Os dados das estações meteorológicas foram conseguidos junto ao Instituto Nacional de Meteorologia - INMET (8º Distrito de Meteorologia - Porto Alegre) do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) e Fundação Estadual de Pesquisas Agropecuária (FEPAGRO), da Secretaria de Ciência e Tecnologia (SCT) no Estado do Rio Grande do Sul. Como pode ser visto, esses dados além de terem um período de observação muito grande, estão bem distribuídos em todo Estado (Figura. 2).

O segundo conjunto de dados, obtidos do NCEP (National Center for Environmental Prediction), são dados mensais de Temperatura da Superfície do Mar (TSM) para o período de 1950 a 1998 de uma grade regular de 1ºx1º, de 110º E a 25º E e 10º N a 40º S (Figura 3). Esta grade, começando em 10º N, nos permite incluir no estudo todas as regiões dos niños, estabelecendo como limites as faixas Equatorial e Sul dos Oceanos Atlântico e Pacífico.

O dados das estações meteorológicas foram divididos em dois períodos chamados período dependente e independente. O primeiro foi utilizado no desenvolvimento dos métodos de preenchimento de falhas. E o segundo, para validar os métodos desenvolvidos.

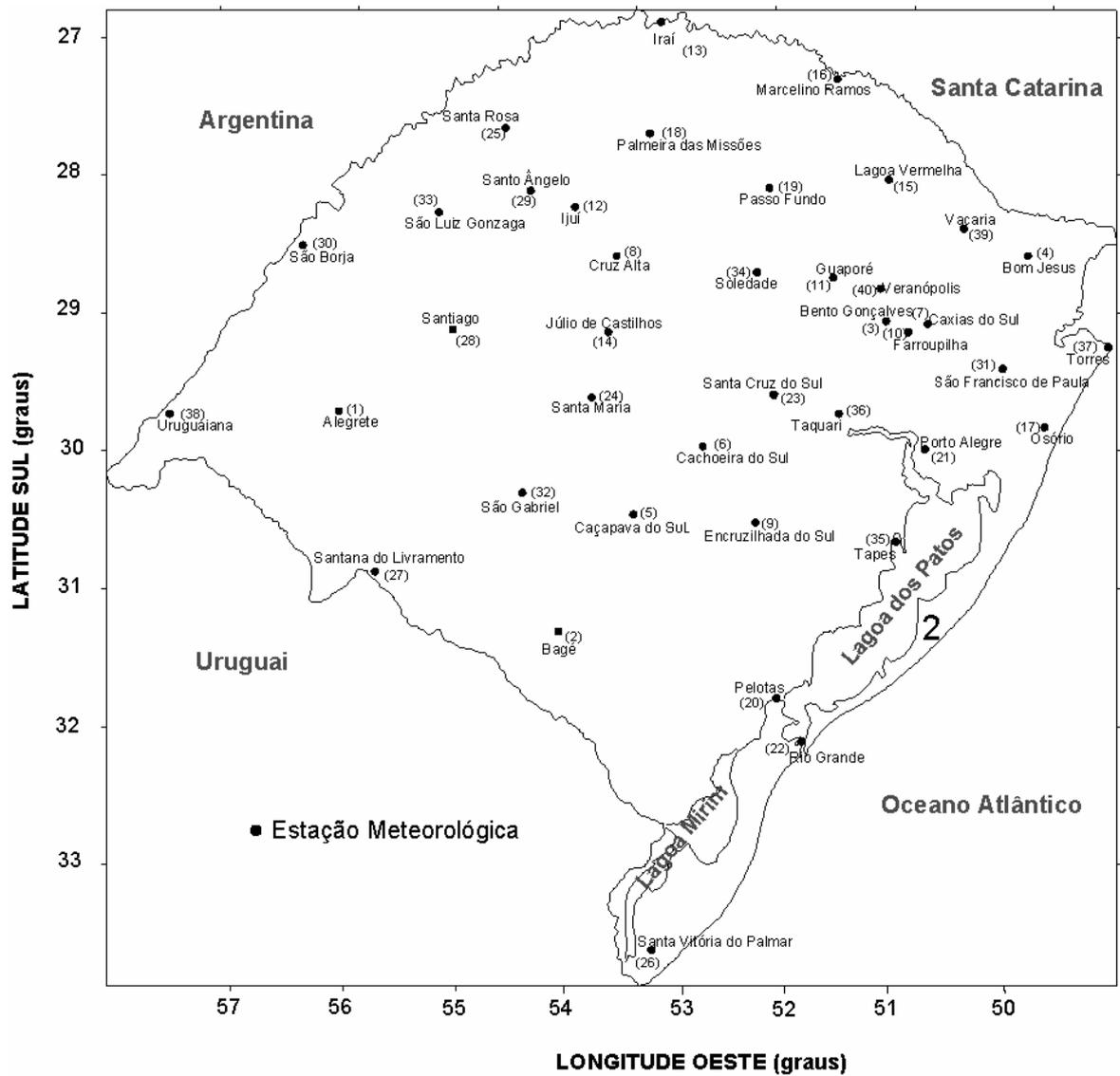


FIGURA 2. Distribuição espacial das estações meteorológicas do Estado do Rio Grande do Sul utilizadas no trabalho.

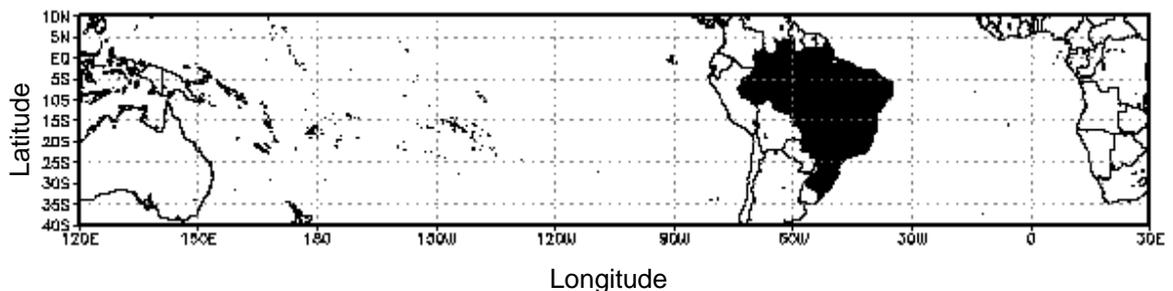


FIGURA 3. Grade dos dados globais hemisféricos de TSM, iniciando em 10° de latitude norte até 40° de latitude sul.

3.4 Metodologia

Três tarefas importantes foram executadas neste trabalho. A primeira foi o preenchimento das falhas das séries temporais mensais dos dados meteorológicos das temperaturas máxima e mínima, usando uma técnica de preenchimento de falhas deixando-as completas e com o mesmo intervalo de dados. A segunda foi a determinação de regiões homogêneas de temperatura máxima e mínima usando as quarenta estações do Rio Grande do Sul utilizando as séries completas com os dados recuperados na primeira etapa. Por último, a determinação de regiões dos oceanos cuja Temperatura da Superfície do Mar (TSM) apresentasse correlação significativa com as temperaturas médias máximas e médias mínimas das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul. Os escores dos componentes principais da TSM dessas regiões foram usadas como preditores no modelo de previsão climática.

No preenchimento de falhas nas séries temporais dos dados mensais das temperaturas máxima e mínima, três técnicas foram testadas e verificada quanto sua eficiência, facilidade na tarefa de recompor os dados e complexidade metodológica. A primeira foi a técnica proposta por Ceballos & Braga (1991) e Diniz & Calvetti (1998), a qual utiliza a análise de fatores em componentes principais e a análise de agrupamento como metodologia de recuperação.

Como o preenchimento das falhas bem como o prolongamento das séries de estações que deixaram de funcionar é feita entre estações vizinhas ou com afinidade climatológica, essa afinidade foi determinada através do agrupamento de estações usando a técnica de agrupamento hierárquica de Ward (eq. 13) a qual mostrou ser eficiente nos trabalhos anteriormente realizados. Como no método hierárquico aglomerativo não se obtém, a “piori”, um número de grupos, este foi obtido, de forma subjetiva, através de corte transversal no

dendrograma. Após obtidos os grupos, foram determinadas as matrizes de fatores correspondente a cada um e os autovetores (eq. 17) associados a essas matrizes. Como inicialmente a dimensão das matrizes de autovetores era a mesma das matrizes de fatores, foi determinada uma nova matriz só com os autovetores obtidos dos autovalores (eq. 16) que explicaram um percentual aceitável da variância (aproximadamente 90%). Com as “novas” matrizes de autovetores foi geradas as séries temporais que preencheram as falhas existentes nos dados originais. Esses cálculos foram feitos através do "software" estatístico SPSS (“Statistical Package for the Social Sciences”).

Outra técnica de recuperação de dados utilizada foi a proposta por Gonçalves & Kim (1998) que usa regressão linear múltipla (eq. 31). A série de dados da estação a ser recomposta é a variável dependente ou “preditante”, as variáveis independentes ou “preditoras”, foram escolhida dentre as trinta e nove restantes usando a técnica “stepwise” de classificação de variáveis independentes.

Na terceira técnica de recuperação, foi utilizado um método alternativo chamado de “método das correlações”, que consistiu de três passos de escolha de grupos de estações, obedecendo alguns critérios. O primeiro foi a determinação de uma matriz de correlação entre todas as estações do conjunto total dos dados. Como no conjunto de dados das Temperaturas máxima e mínima foram introduzidos coordenadas de posição de cada estação meteorológica, houve necessidade de uma padronização dos mesmos visto que, a natureza de unidade dos dados foi quebrada. As estações cujo coeficiente de correlação entre elas fosse maior ou igual a $|0,8|$, formariam grupos. Visando refinar a composição dos grupos, passou-se para o passo seguinte que foi verificar quais das estações contidas em cada um deles, tinham altitudes semelhantes formando assim,

subgrupos dos primeiros. Por fim, foi levado em consideração a proximidade física entre as estações de forma a garantir mais homogeneidade entre elas. Obtidos os grupos, a estação de um destes que tinha falha nos dados, tiveram essas falhas preenchidas com a média, correspondente ao mesmo período faltante, das outras estações do mesmo grupo.

Visto que todo valor estimado precisa ser testado, este teste foi feito através do cálculo do erro relativo (ε), definido como a razão entre o erro quadrático médio e o desvio padrão da série temporal. Foi considerada como boa a simulação que apresentou um erro relativo menor ou igual a 1 ($\varepsilon \leq 1$) e não satisfatório, aquele em que $\varepsilon > 1$ (Kim & Zavialov, 1996; Kim, 1998). Estes testes foram feitos tanto no período dependente dos dados, quanto no independente, referente aos 10 últimos anos de cada série.

Na determinação das regiões homogêneas das temperaturas máxima e mínima, foram usadas as séries completas e padronizadas de todas as estações meteorológicas. As séries tiveram suas falhas preenchidas pelo método das correlações. Não só pela necessidade de se aplicar uma metodologia, até então nova, mas também pela facilidade de execução e rapidez no desenvolvimento. Como se sabe, existem vários métodos e técnicas de homogeneização de dados.

Neste trabalho foram usados os métodos hierárquicos da ligação simples, ligação completa, centróide e Ward, tendo como função de agrupamento, a distância euclidiana. A utilização de mais de um método, deveu-se ao fato de que diferentes métodos aplicados ao mesmo conjunto de dados, geram diferentes estruturas. Assim, pôde-se verificar as composições dos grupos obtidos por cada um deles e escolher os grupos gerados pelo método que melhor refletisse as características climatológicas do Estado do Rio Grande do Sul. Tanto o número de grupos bem como as estações contidas em cada um deles, foram

determinadas de forma subjetiva através de corte no dendrograma. Definidos os grupos, que passaram a ser chamados de regiões homogêneas, foram calculadas médias aritméticas das séries temporais das estações de cada uma, obtendo-se uma temperatura média regional. Foram obtidas regiões com dados mensais, sazonais e anuais.

Conhecendo-se as séries das Temperaturas médias das máximas e das mínimas de cada região homogênea, estabeleceu-se um estudo climatológico das mesmas; as séries dos 48 anos analisados foram ordenadas de forma crescente e subdivididas em três categoria equiprováveis: abaixo, normal e acima da normal (Diniz et al 1998), com 16 casos cada. Os limites quantitativos das temperaturas máxima e mínima entre estas categorias foram estabelecidos pelas médias entre as posições 17-18 e 33-34.

Na terceira etapa deste trabalho, buscou-se localizar regiões dos oceanos, na grade anteriormente mostrada (Fig. 3), que tivessem coeficientes de correlações, em módulo, aceitáveis ($r \geq |0,30|$) de TSM com temperaturas médias máximas e mínimas das regiões homogêneas previamente determinadas. Os cálculos foram feitos através de um programa de computador usando linguagem FORTRAN. Como estas correlações foram calculadas para séries de dados suficientemente longas, (49 anos), $|0,30|$ ultrapassa o valor significativo a 5% que é de aproximadamente $|0,27|$.

Nos modelos de previsões estatísticas de longo prazo, necessita-se de preditores obtidos com um certo intervalo de tempo ou "lag". Os coeficientes de correlação entre TSM de cada ponto da grade e temperaturas médias máximas e mínimas das regiões homogêneas, foram calculados com uma defasagem temporal de zero a seis meses; o "lag" zero serve só como modelo diagnóstico. Por exemplo: as temperaturas máxima e mínima, do mês de julho, de uma

determinada região homogênea, foram correlacionadas com a TSM, de todos os pontos da grade, dos meses de julho, junho, maio, abril, março, fevereiro, e janeiro. Dessa forma, foi possível identificar quais regiões dos oceanos, cuja temperatura da superfície do mar, poderiam ser usadas em modelos de previsão de longo prazo de temperaturas máximas e mínimas para todas as regiões homogêneas do Estado. As regiões de TSM que tiveram correlações dentro da faixa anteriormente estabelecida, formaram as regiões oceânicas de “preditores informativos”; os “potenciais” foram escolhidos dentre os escores dos componentes principais, que explicaram um percentual aceitável da variância, obtido da matriz de dados de TSM das regiões oceânicas de “preditores” informativos. Quatro escores dos componentes principais foram determinados reduzindo consideravelmente a matriz original dos dados preditores. A vantagem de se trabalhar com os escores dos componentes principais é que, além de reduzir a matriz original de dados, são não correlacionados entre si ao contrário dos dados de TSM das regiões preditoras.

A apresentação dos resultados foi feita através de mapas com os valores das isolinhas de correlação das temperaturas médias máximas e mínimas de um mês, com ele mesmo, e com os seis meses anteriores das TSM de cada região preditora. O cálculo foi feito para o mês central de cada estação do ano. A eficiência desses preditores, num modelo de previsão climática, foi testada através da equação de regressão linear múltipla (eq. 31); cuja variável dependente (preditante) foi a temperatura média máxima/mínima da região homogênea do mês central de cada estação do ano; e as variáveis independentes (preditores), os escores dos quatro primeiros componentes principais da matriz de TSM do mesmo mês e dos seis anteriores. O percentual da variância explicada bem como o nível de significância do modelo de regressão e o nível de

significância do escores dos componentes principais, serviram como parâmetro de teste na escolha dos preditores de TSM. Os cálculos dessa parte do trabalho foram feitos usando o “software” estatístico Genstat.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Preenchimento de falhas nas séries de dados das temperaturas máxima e mínima.

Conforme dito na metodologia (Item 3.2), os dados utilizados neste trabalho tiveram suas falhas preenchidas pelo método, aqui chamado, “método das correlações” e os 10 últimos anos da série foram usados como período independente para validação do mesmo. A apresentação dos resultados, da técnica aqui utilizada, foi feita de forma a facilitar a comparação com outros métodos de preenchimento de falhas desenvolvidos no Rio Grande do Sul e, ao mesmo tempo, são estações meteorológicas posicionadas: uma no oeste (Santa Rosa), uma no nordeste (Caxias do Sul), uma no litoral (Rio Grande), uma na Depressão Central (Cachoeira do Sul) e uma localizada na região plana nas margens da Lagoa do Patos (Pelotas), cuja localização representa a morfologia do Estado. As Figuras 4 a 13 mostram os resultados das séries preenchidas com valores calculados e as séries medidas nas observações feitas nas estações meteorológicas, para as temperaturas máxima e mínima, das estações de Caxias do Sul, Pelotas, Cachoeira do Sul, Santa Rosa e Rio Grande para os meses de janeiro, abril, julho e outubro.

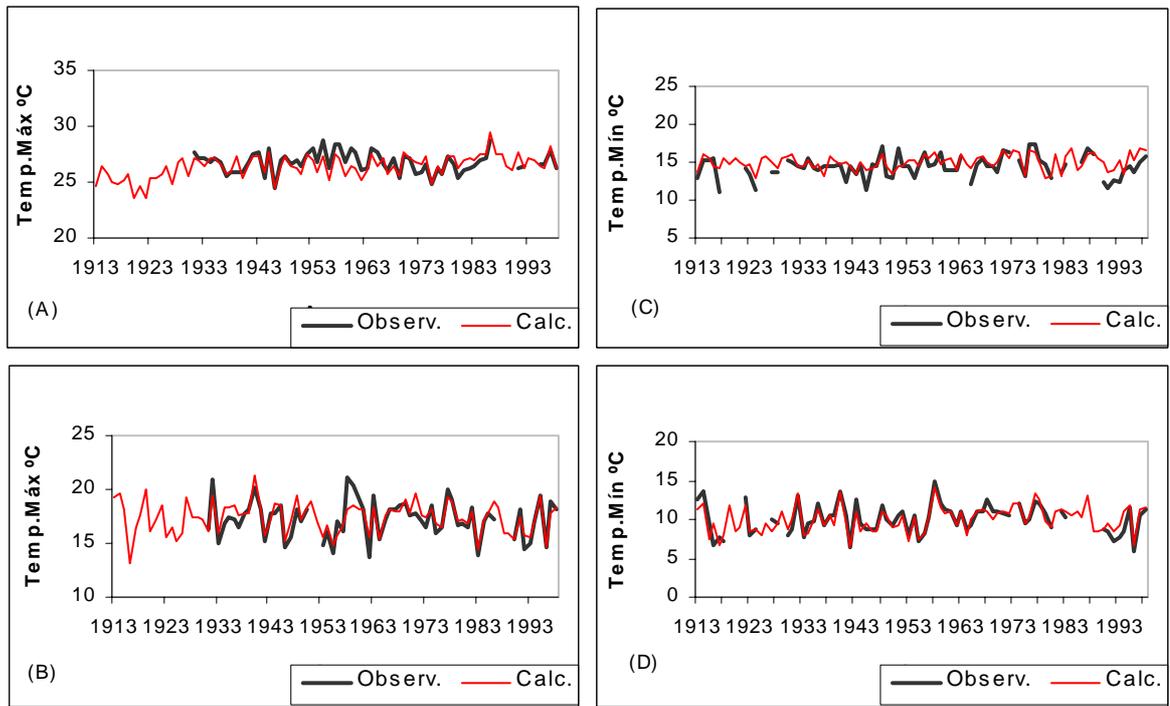


FIGURA 4. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (4A e B) e mínima (4C e D) de janeiro e julho para **Caxias do Sul**, período 1913 a 1998.

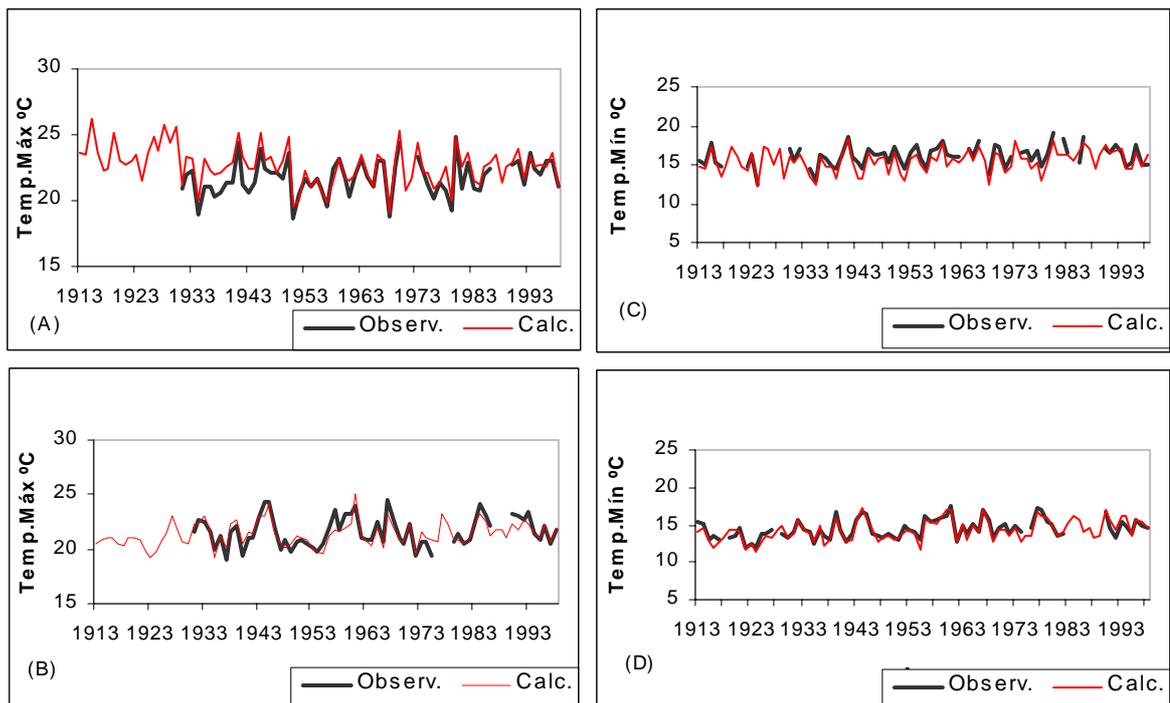


FIGURA 5. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (5A e B) e mínima (5C e D) de abril e outubro para **Caxias do Sul**, período 1913 a 1998.

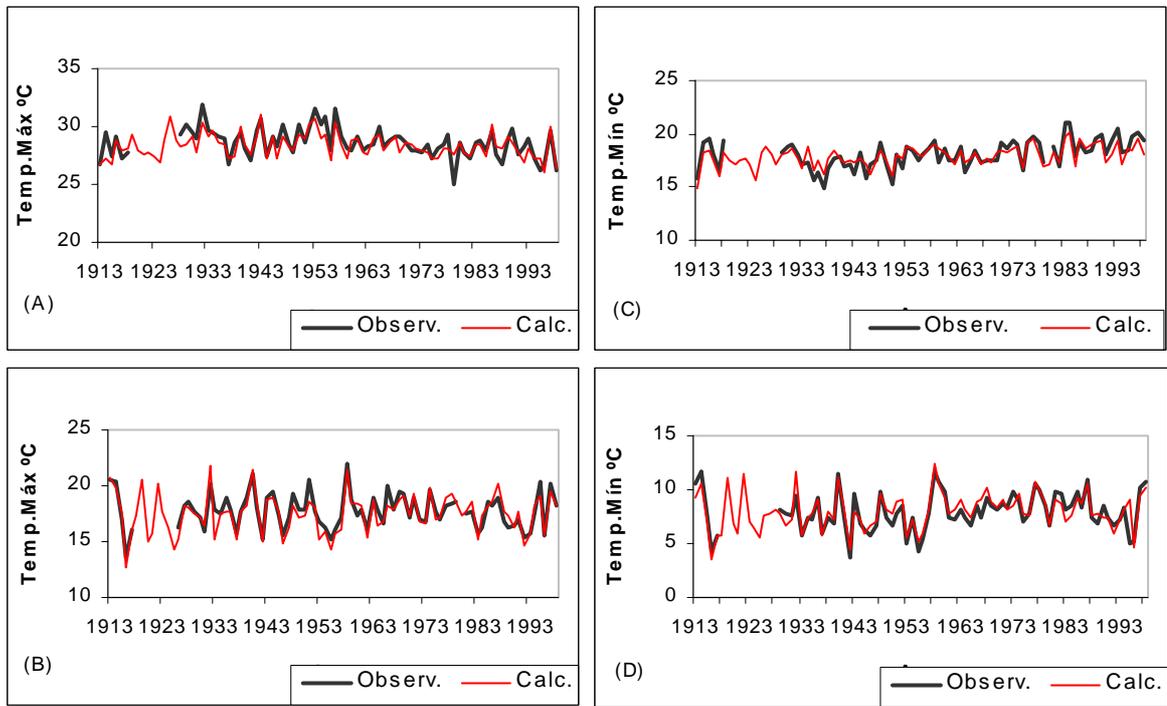


FIGURA 6. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (6A e B) e mínima (6C e D) de janeiro e julho para **Pelotas**, período 1913 a 1998.

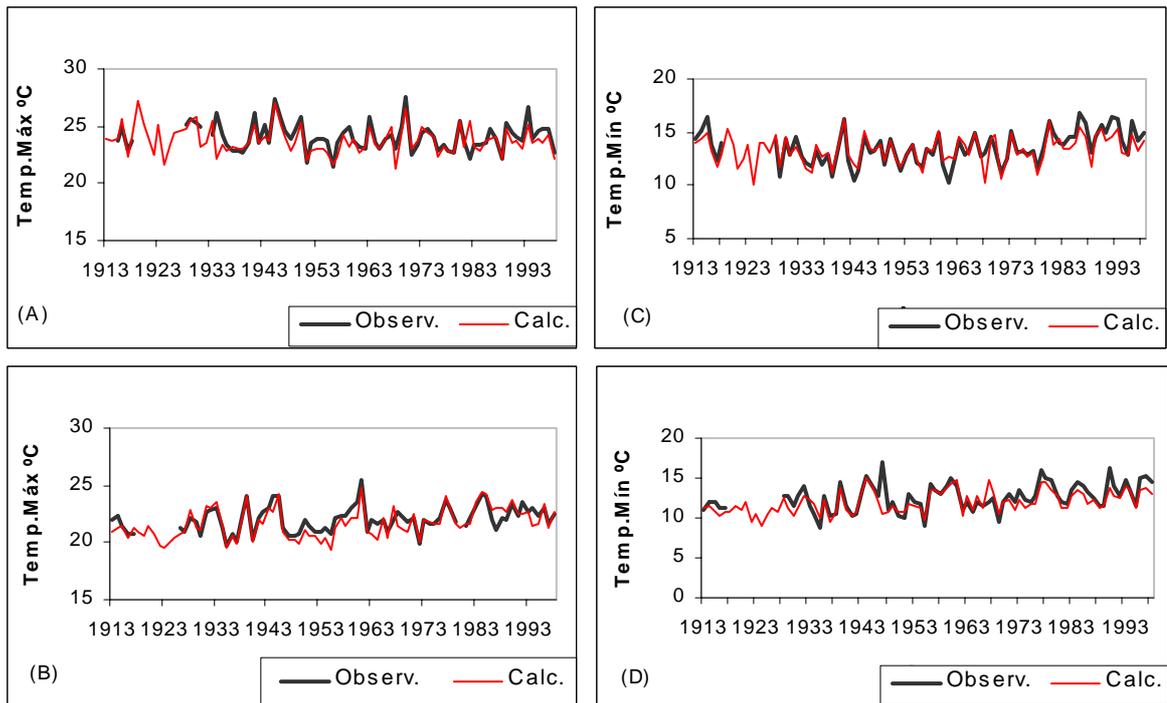


FIGURA 7. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (7A e B) e mínima (7C e D) de abril e outubro para **Pelotas**, período 1913 a 1998.

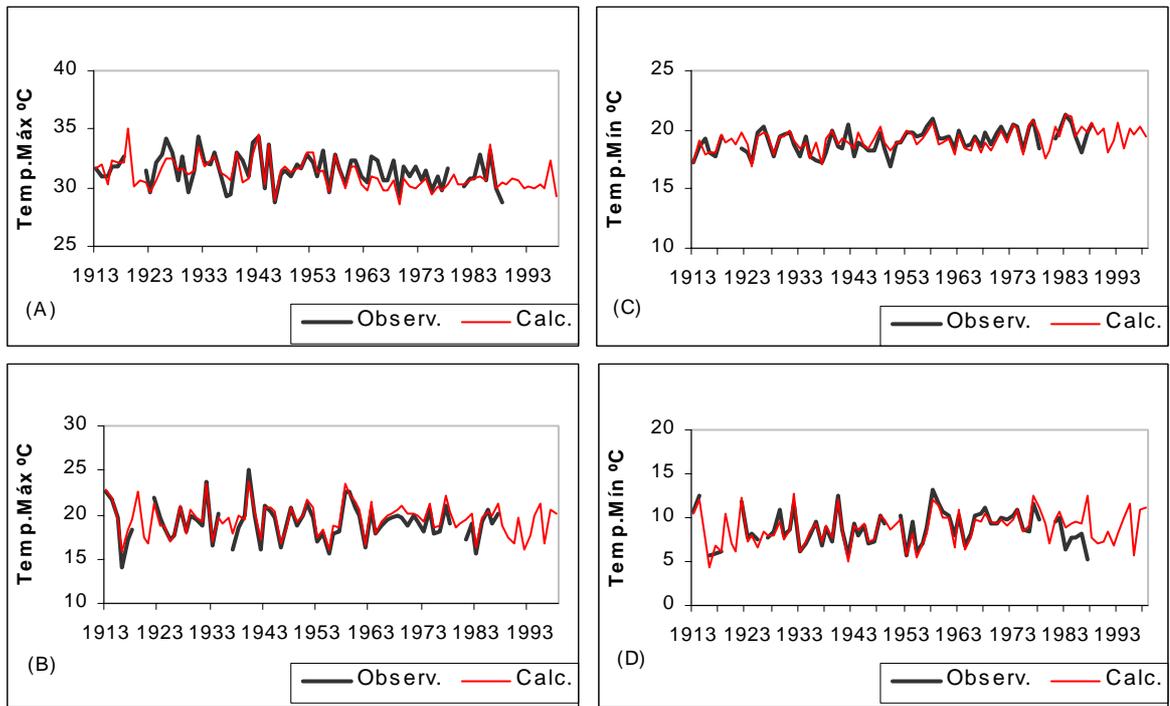


FIGURA 8. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (8A e B) e mínima (8C e D) de janeiro e julho para **Cachoeira do Sul**, período 1913 a 1998.

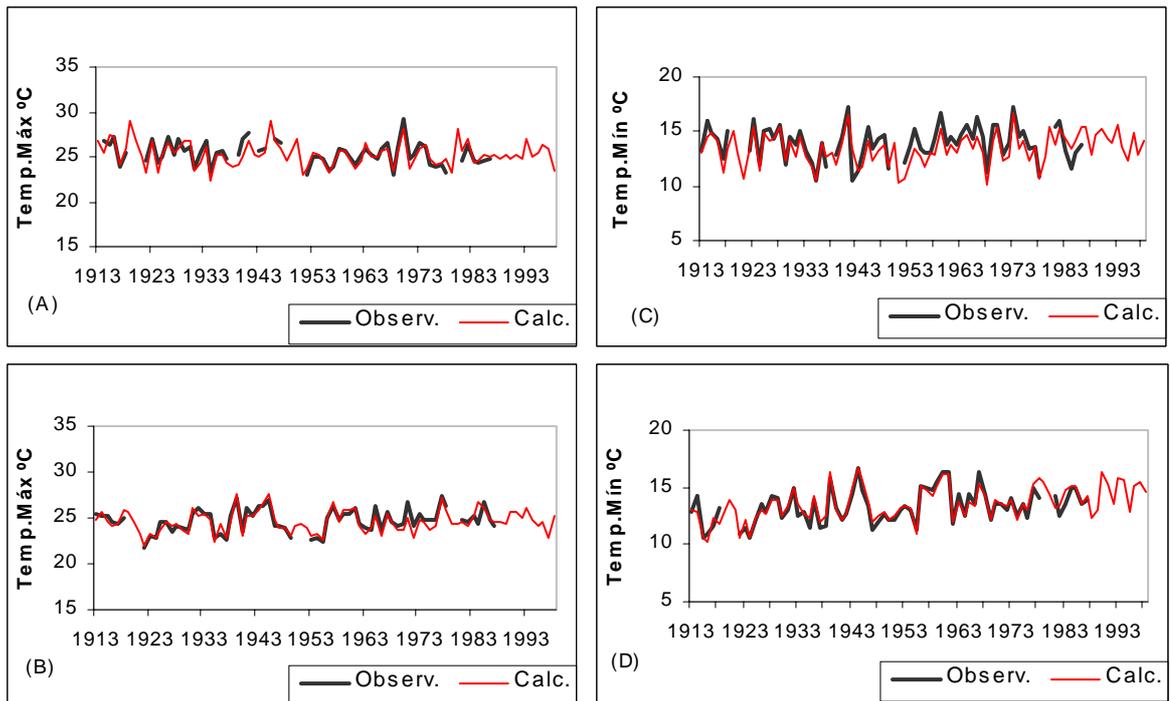


FIGURA 9. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (9A e B) e mínima (9C e D) de abril e outubro para **Cachoeira do Sul**, período 1913 a 1998.

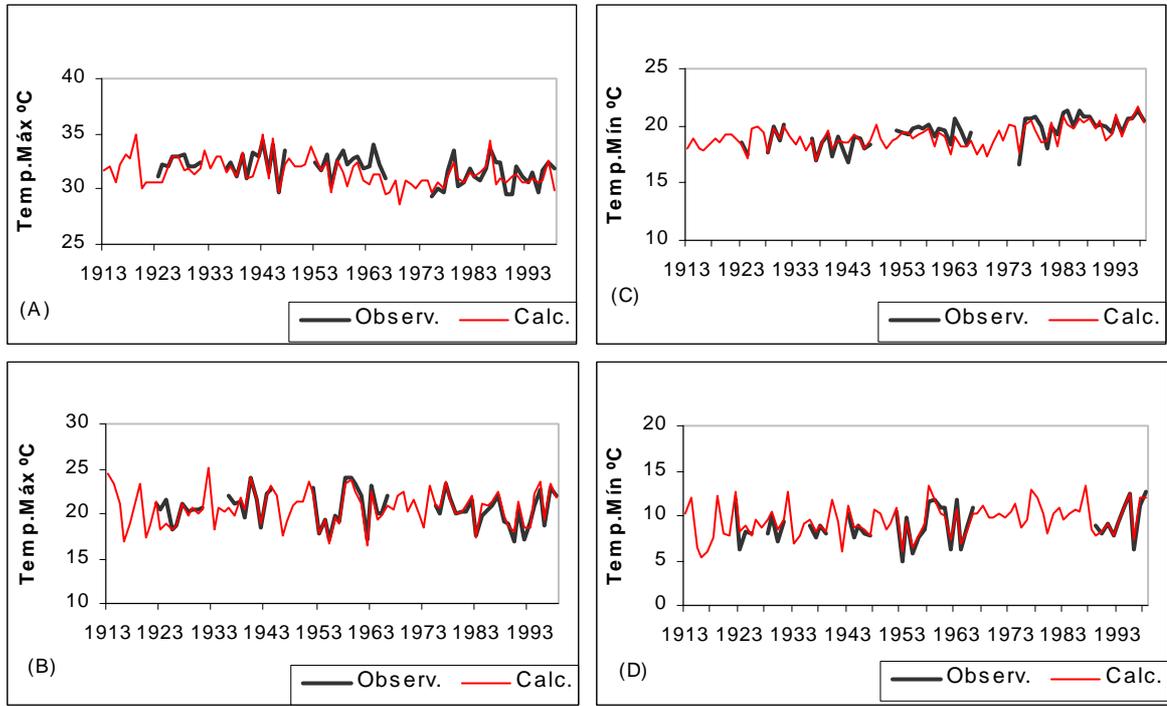


FIGURA 10. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (10A e D) e mínima (10B e C) de janeiro e julho para **Santa Rosa**, período 1913 a 1998.

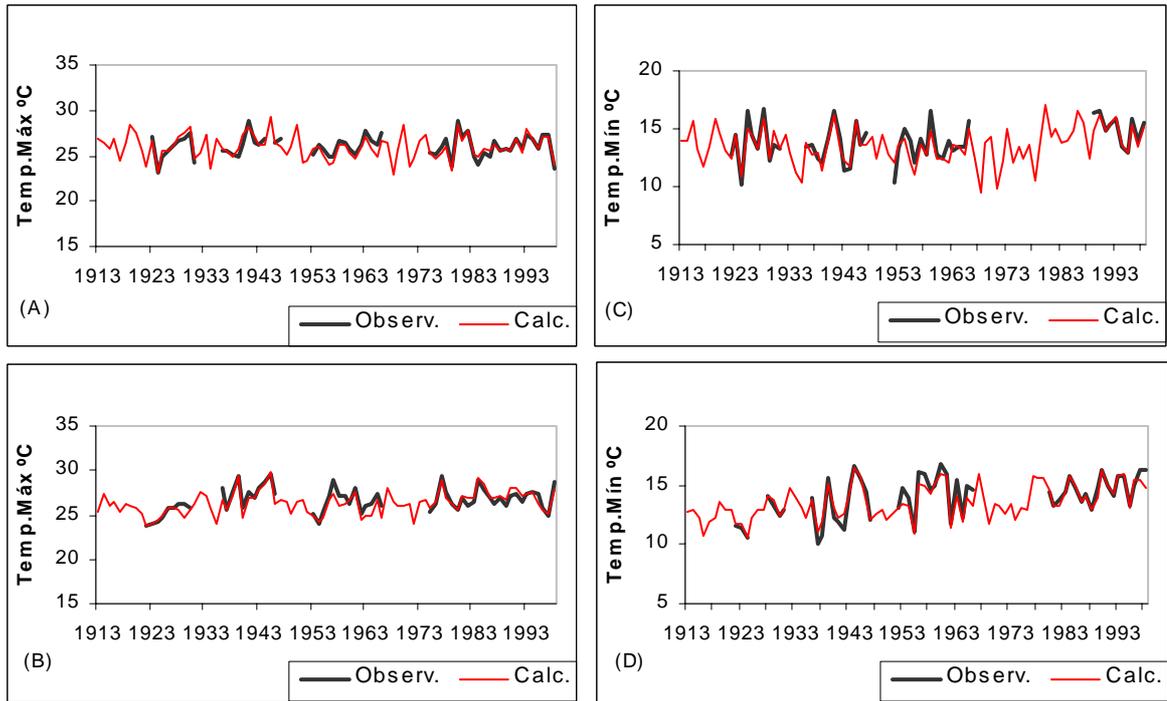


FIGURA 11. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (11A e D) e mínima (11B e C) de abril e outubro para **Santa Rosa**, período 1913 a 1998.

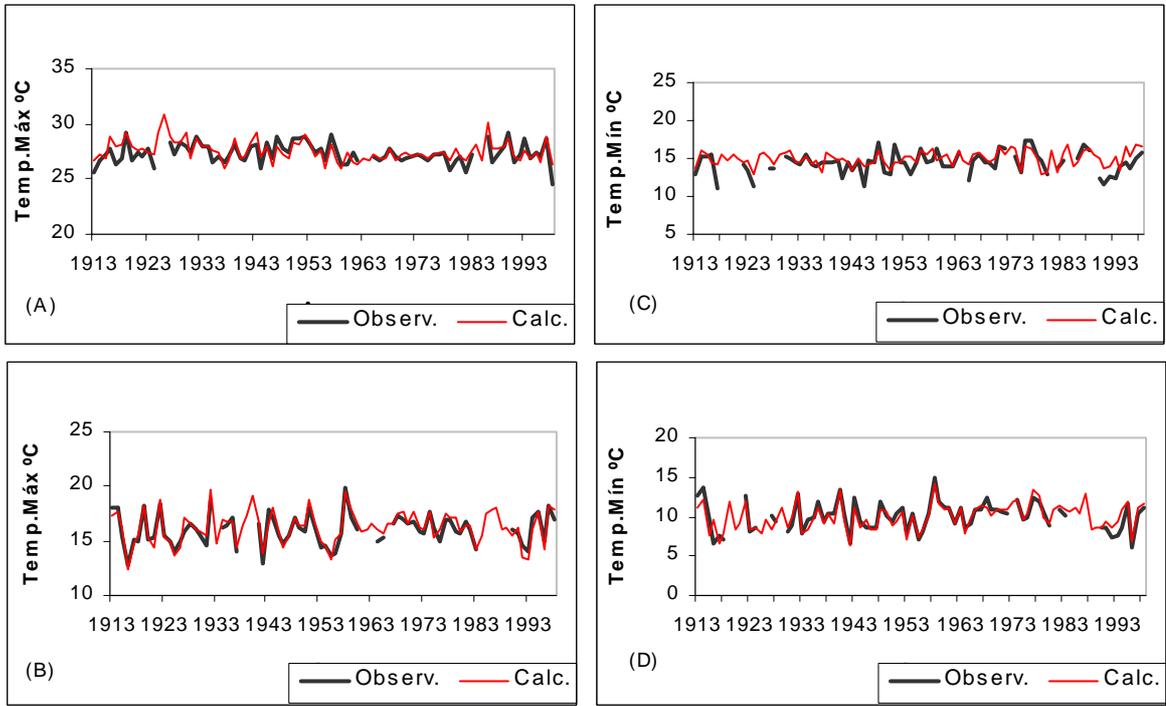


FIGURA 12. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (12A e D) e mínima (12B e C) de janeiro e julho para **Rio Grande**, período 1913 a 1998.

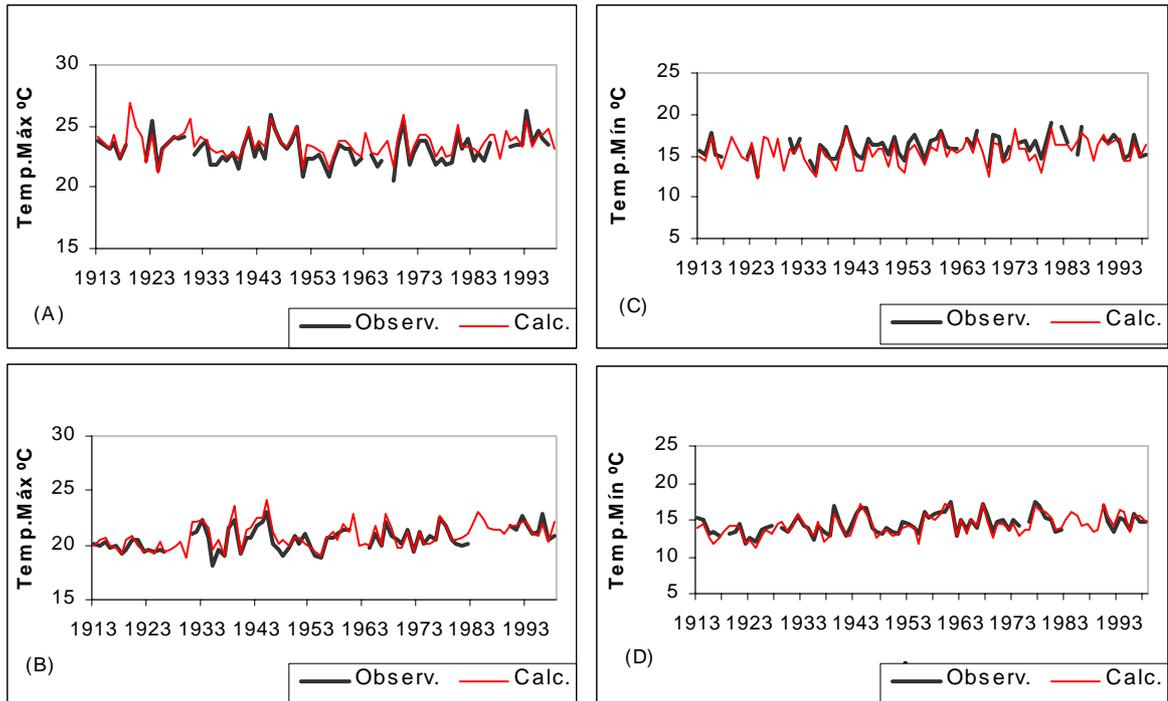


FIGURA 13. Séries calculadas e observadas das temperaturas máxima (13A e D) e mínima (13B e C) de abril e outubro para **Rio Grande**, período 1913 a 1998.

As figuras mostram resultados bons no preenchimento de falhas tanto da temperatura máxima quanto da mínima para praticamente todas as estações meteorológicas escolhidas para análise. Apenas Rio Grande, para temperatura mínima, não seguiu um padrão semelhante às demais provavelmente, pela sua posição geográfica sofrendo influências tanto da latitude quanto do oceano.

A forma de aferição quanto a eficiência do método adotado neste trabalho e a comparação com outros métodos de preenchimento de falhas em dados faltantes, foi feito através do erro relativo (ε), mesma metodologia adotado por Diniz & Calvetti (1998), Gonçalves & Kim (1998) e Gonçalves (2000). Não só a metodologia do erro relativo, mas também a escolha do mês central de cada estação do ano foi uma forma adotada tanto para a análise dos resultados quanto na aferição e comparação dos métodos; esses meses além de representar o valor médio das estações do ano, dá uma idéia do comportamento sazonal das variáveis analisadas. As Tabelas 2 e 3, relacionam o erro relativo, das séries para o período de 1913 a 1998, do método de preenchimento de falhas das séries de temperatura máxima e temperatura mínima, respectivamente, das estações de Caxias do Sul, Pelotas, Cachoeira do Sul, Santa Rosa e Rio Grande para os meses de janeiro, abril, julho e outubro.

TABELA 2. Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura **máxima** de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Mês	Santa Rosa	C. do Sul	Pelotas	Caxias	Rio Grande
janeiro	0,63	0,58	0,60	0,67	0,60
abril	0,39	0,55	0,52	0,59	0,52
julho	0,35	0,36	0,47	0,43	0,39
outubro	0,42	0,45	0,59	0,43	0,52

TABELA 3. Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura **mínima** de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Mês	Santa Rosa	C. do Sul	Pelotas	Caxias	Rio Grande
janeiro	0,46	0,53	0,53	0,47	0,77
abril	0,34	0,54	0,50	0,30	0,67
julho	0,29	0,38	0,40	0,31	0,47
outubro	0,30	0,35	0,50	0,36	0,45

Verifica-se que os erros relativos de todas as estações estão abaixo de 1 o que caracteriza a eficiência do método adotado. Nota-se também que os erros relativos na temperatura mínima foram inferiores aos da máxima, caracterizando a uniformização da distribuição espacial da temperatura mínima.

As Tabelas 4 e 5, relacionam o erro relativo do método de preenchimento de falhas das séries de temperatura máxima e temperatura mínima, respectivamente, das estações de Caxias do Sul, Pelotas, Cachoeira do Sul, Santa Rosa e Rio Grande para os meses de janeiro, abril, julho e outubro do período independente.

TABELA 4. Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura **máxima**, para o período independente, de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1989 a 1998.

Mês	Santa Rosa	C. do Sul	Pelotas	Caxias	Rio Grande
janeiro	0,92	0,90	0,61	1,10	0,57
abril	0,26	0,48	0,83	0,52	0,68
julho	0,41	0,87	0,35	0,31	0,46
outubro	0,60	0,78	0,80	0,61	0,77

TABELA 5. Erro relativo (ε) do preenchimento de falhas dos dados da temperatura **mínima**, para o período independente, de estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, período de 1989 a 1998.

Mês	Santa Rosa	C. do Sul	Pelotas	Caxias	Rio Grande
janeiro	0,76	0,98	0,96	0,81	1,22
abril	0,43	0,90	0,87	0,51	0,58
julho	0,21	1,10	0,79	0,25	0,63
outubro	0,58	0,86	0,82	0,42	0,97

Os erros relativos do período independente, apesar de terem valores maiores do que o do período dependente, também ficaram abaixo de 1, com exceção de Caxias do Sul no mês de janeiro para a temperatura máxima, Cachoeira do Sul no mês de julho também para a temperatura máxima e Rio Grande em janeiro para a temperatura mínima.

Numa comparação entre métodos, usando como parâmetro de comparação o erro relativo médio do grupo de estações meteorológicas que tiveram suas falhas preenchidas; tivemos para a temperatura máxima, um erro relativo médio de 0,53 para o método da regressão linear múltipla proposto por Gonçalves (2000), 0,65 para o método das componentes principais proposto por Diniz & Calvetti (1998) e 0,51 para o método adotado neste trabalho. Com relação a temperatura mínima, os resultados foram 0,43, 0,45 e 0,45 respectivamente. Apesar dos outros métodos de preenchimento de falhas, aqui proposto para comparação, utilizarem um maior refinamento estatístico, o método das correlações, adotado na presente pesquisa, apresentou como vantagens, facilidade de aplicação e uma boa performance a qual pode ser comprovada com os baixos valores obtidos no erro relativo. Vale também salientar que como sendo um método cujo manuseio de dados, por quem o está utilizando o método é freqüente, o conhecimento do local onde o dado foi coletado, tamanho da série bem como as características física da variável utilizada, devem ser conhecidos.

4.2 Regiões homogêneas do Rio Grande do Sul para temperatura média máxima e média mínima

Dos métodos utilizados para determinar as regiões homogêneas, adotou-se o da ligação completa por apresentar uma configuração mais coerente tanto do ponto de vista morfológico quanto climatológico a do Estado do Rio Grande do Sul. O número de regiões adotadas, quatro ao todo, pareceu representativo visto que todas as regiões apresentaram um número satisfatório de indivíduos, no nosso caso estações meteorológicas. As Figuras 14 e 15, mostram dendrogramas obtidos pelo método de agrupamento da ligação completa usando como medida de proximidade a distância euclidiana e considerando como variável de agrupamento valores padronizados das temperaturas máxima e mínima anuais, das estações da rede meteorológica do Estado do Rio Grande do Sul utilizadas no trabalho. Os dendrogramas referentes aos agrupamentos das temperaturas máxima e mínima dos meses centrais de cada estação do ano, estão no apêndice.

A escala horizontal do dendrograma indica o nível de similaridade, pois a cada partição corresponde um valor numérico que representa o nível no qual ocorrem os agrupamentos; quanto mais elevado esse índice, mais heterogêneas as unidades agrupadas. No eixo vertical são marcados os elementos em uma ordem conveniente de formação dos grupos, no caso mostrado, as 40 estações meteorológicas. Apesar da separação das regiões do Estado ter sido feita de forma subjetiva, método aplicado em praticamente todos os trabalhos de agrupamento (Diniz, 1994; Gong & Richman, 1995; Baldo et al., 2000; Kim et al., 2000; Baptista da Silva et al., 2001 e outros), foi respeitada a morfologia e, dentro da medida do possível, os limites políticos dos municípios.

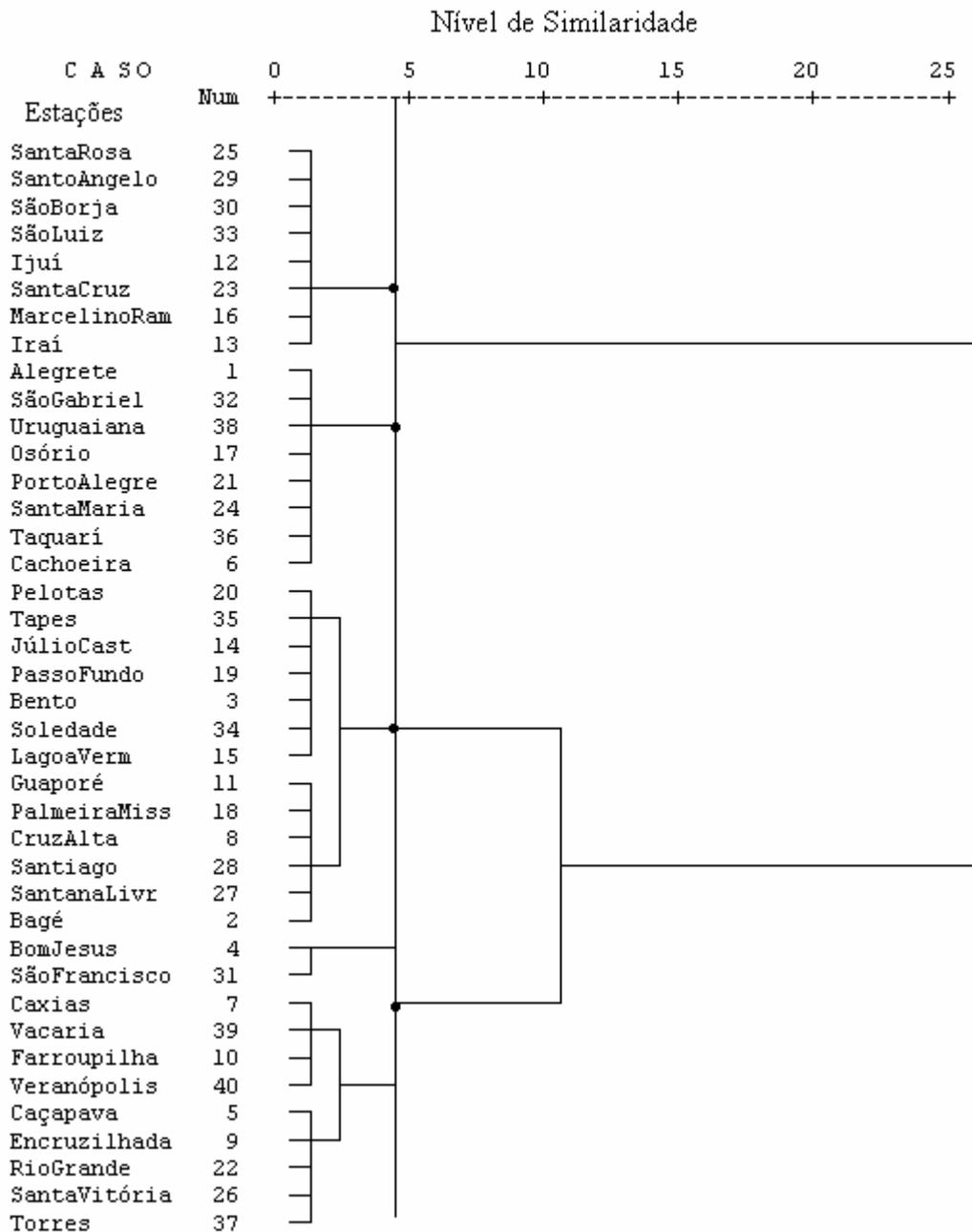


FIGURA 14. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima anual das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.

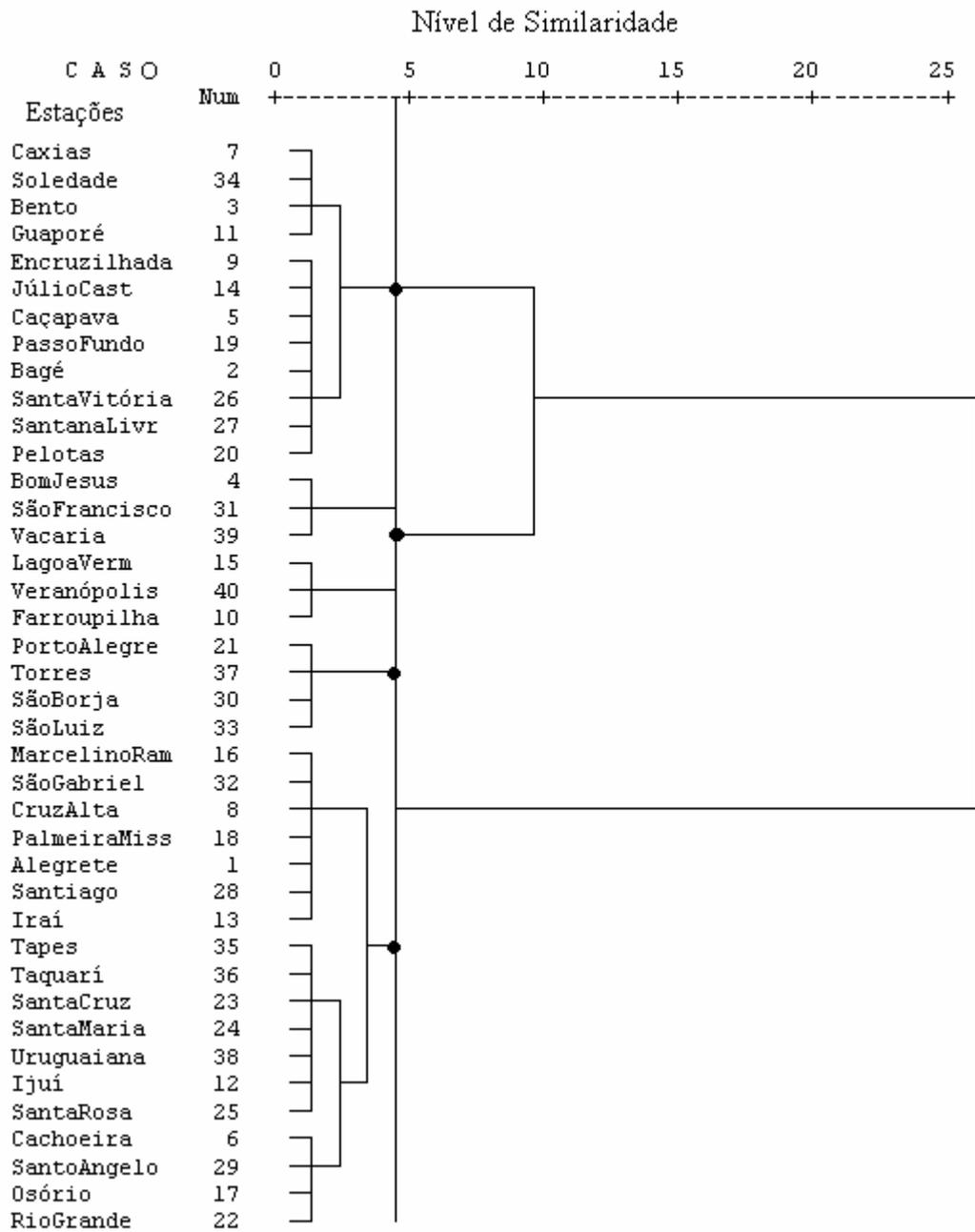
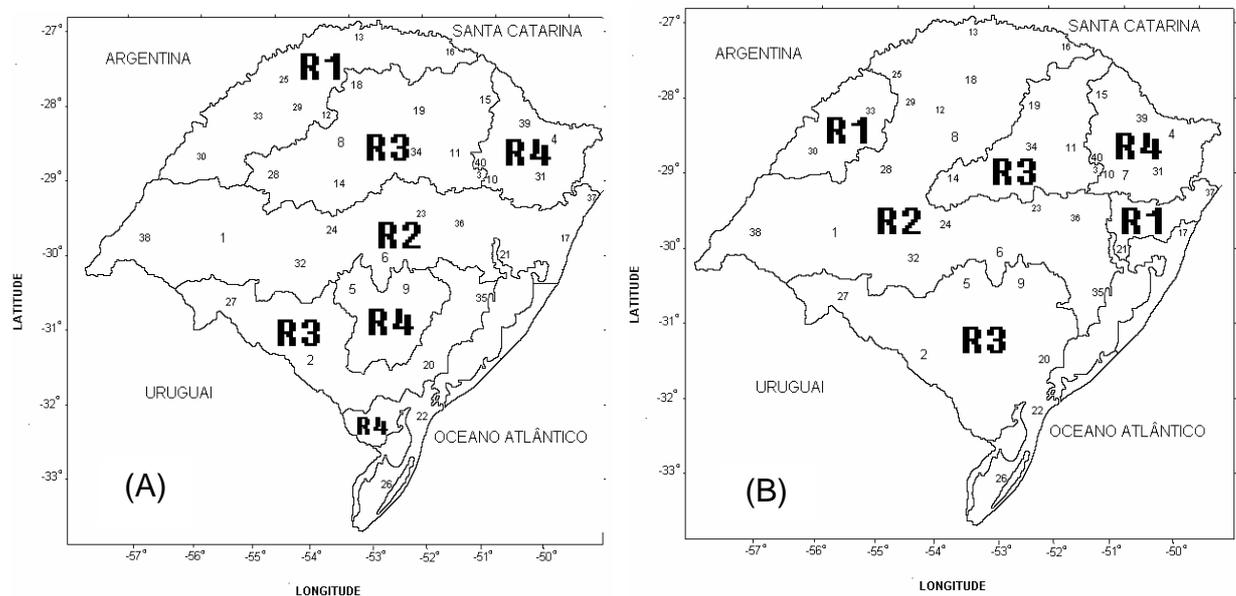


FIGURA 15. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima anual das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.

Como a aproximação física dos locais não garante afinidade climática entre eles, houve casos em que aparece a mesma região homogênea em áreas distintas do Estado. A distribuição topográfica, na parte norte do Estado, ficou bem caracterizada através de um gradiente de temperatura, tanto da máxima quanto da mínima, no sentido leste – oeste evidenciando também, um gradiente de altitude no sentido contrário desde o Baixo Vale do Uruguai até a Serra do Nordeste. Ficou evidenciada também a influência tanto da latitude, pela entrada das massas polares e dos sistemas frontais na parte sul, quanto da longitude tendo o Oceano Atlântico à leste do Estado como um regulador térmico sazonal.

Foram obtidas regiões homogêneas de temperaturas máxima e mínima mensais, sazonais e anuais. Aqui estão apresentadas as regiões anuais e as dos meses centrais de cada estação do ano. A Figura 16, mostra as regiões homogêneas do Estado para as temperaturas máxima (16A) e mínima (16B) anuais, respectivamente.



GURA 16. Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) anual, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Os números dentro de cada região representam a ordem das estações meteorológicas do Estado utilizadas, ordenadas alfabeticamente (ver Figuras 14 e 15).

Nota-se que a temperatura mínima anual tem uma distribuição espacial mais conservativa com as regiões homogêneas R2 e R3, abrangendo boa parte do Estado com um grande número de estações meteorológicas em cada uma. Diferentemente da temperatura mínima, a máxima caracteriza-se por uma variabilidade espacial maior ou seja, a mesma região homogênea apresenta-se partida em locais distintos como por exemplo, a região R4 que vai, intercaladamente, desde o extremo sul, passando pela Serra do Sudeste, até a Serra do Nordeste; deixando claro a influência latitudinal (extremo sul mais frio) e topográfica (Serra do Sudeste e Serra do Nordeste).

Os locais que fazem parte de cada região homogênea da temperatura máxima anual estão relacionados na Tabela 6.

TABELA 6. Regiões homogêneas da temperatura **máxima anual** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Marcelino Ramos, Santa Rosa, Santo Ângelo, Ijuí, São Luiz Gonzaga, São Borja, Iraí
R2	Uruguaiana, Alegrete, São Gabriel, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Cachoeira do Sul, Taquarí, Porto Alegre, Osório, Torres
R3	Palmeira das Missões, Passo Fundo, Lagoa Vermelha, Cruz Alta, Bagé, Soledade, Bento Gonçalves, Santiago, Júlio de Castilhos, Santana do Livramento, Guaporé, Tapes, Pelotas
R4	Veranópolis, Caxias do Sul, Farroupilha, São Francisco de Paula, Vacaria, Bom Jesus, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Rio Grande, Santa Vitória do Palmar

Na Tabela 7 estão relacionados os locais incluídos em cada região homogênea da temperatura mínima anual.

TABELA 7. Regiões homogêneas da temperatura **mínima anual** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	São Borja, São Luiz Gonzaga, Porto Alegre, Torres
R2	Iraí, Marcelino Ramos, Palmeira das Missões, Santa Rosa Santiago Santo Ângelo, Cruz Alta, Ijuí, Uruguaiana, Alegrete, São Gabriel, Santa Maria, Cachoeira do Sul, Santa Cruz do Sul, Taquarí, Tapes, Osório Rio Grande
R3	Passo Fundo, Soledade, Guaporé, Bento Gonçalves, Júlio de Castilhos, Santana do Livramento, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Bagé, Pelotas, , Santa Vitória do Palmar
R4	Veranópolis, Caxias do Sul, Farroupilha, São Francisco de Paula, Vacaria, Bom Jesus, Lagoa Vermelha

Conforme visto no mapa, para a temperatura mínima, a distribuição dos locais dentro de cada região está concentrada praticamente nas regiões R2 e R3 caracterizando a forma conservativa, do ponto de vista espacial, dessa variável.

Com relação às regiões homogêneas dos meses centrais das estações do ano, a Figura 9 mostra as regiões das temperaturas máxima (9A) e mínima (9B), do mês de janeiro, referente ao verão.

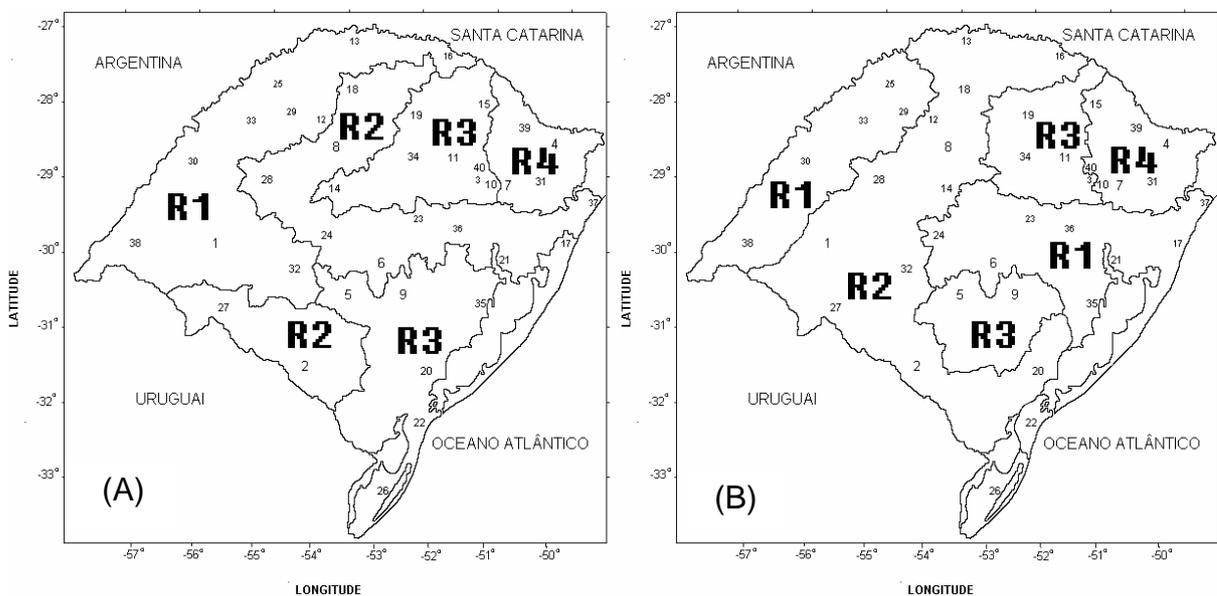


FIGURA 17. Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de janeiro, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

As regiões das temperaturas máxima e mínima de janeiro, têm configurações parecidas às anuais; no caso da temperatura máxima, a região R1

tem seu espaço físico aumentado mas com a mesma localização a oeste do Estado. Já na temperatura mínima, quebra-se um pouco a uniformidade espacial. A constituição de cada grupo está mostrada nas tabelas 8 e 9.

TABELA 8. Regiões homogêneas da temperatura **máxima** de **janeiro** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Marcelino Ramos, Santa Rosa, Santo Ângelo, Ijuí, São Luiz Gonzaga, São Borja, Iraí, Alegrete, Uruguaiana, São Gabriel
R2	Palmeira das Missões, Cruz Alta, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Cachoeira do Sul, Taquarí, Torres, Santana do Livramento, Bagé, Porto Alegre, Santiago
R3	Passo Fundo, Lagoa Vermelha, Soledade, Bento Gonçalves, Veranópolis, Farroupilha, Júlio de Castilhos, Guaporé, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Rio Grande, Pelotas, Santa Vitória do Palmar, Osório, Tapes
R4	Caxias do Sul, São Francisco de Paula, Vacaria, Bom Jesus,

TABELA 9. Regiões homogêneas da temperatura **mínima** de **janeiro** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Santa Rosa, Santo Ângelo, São Luiz Gonzaga, São Borja, Uruguaiana, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Cachoeira do Sul, Porto Alegre, Taquarí, Osório, Torres, Tapes, Rio Grande
R2	Iraí, Marcelino Ramos, Palmeira das Missões, Ijuí, Cruz Alta, Santiago, Júlio de Castilhos, Alegrete, Santana do Livramento, São Gabriel, Bagé, Pelotas, Santa Vitória do Palmar
R3	Passo Fundo, Soledade, Guaporé, Bento Gonçalves, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul,
R4	Lagoa Vermelha, Vacaria, Bom Jesus, Veranópolis, Caxias do Sul, Farroupilha, São Francisco de Paula

Como em janeiro praticamente não existe a entrada de massas frias intensas e os anti-ciclones da retaguarda das frentes frias causam apenas pequenas variações na temperatura; não se nota a influência latitudinal na composição das regiões, mas somente a orográfica. A composição das regiões obtidas, principalmente R4, está de acordo com as de Becker (1992), diferenciando mais pelo número de regiões, que no caso citado foi de 5, método

de agrupamento utilizado e estações meteorológicas analisadas, do que por questões climatológicas.

As Figuras 18, 19 e 20, mostram a formação dos grupos homogêneos das temperaturas máxima e mínima dos outros meses envolvidos na análise que são: abril (outono), julho (inverno) e outubro (primavera).

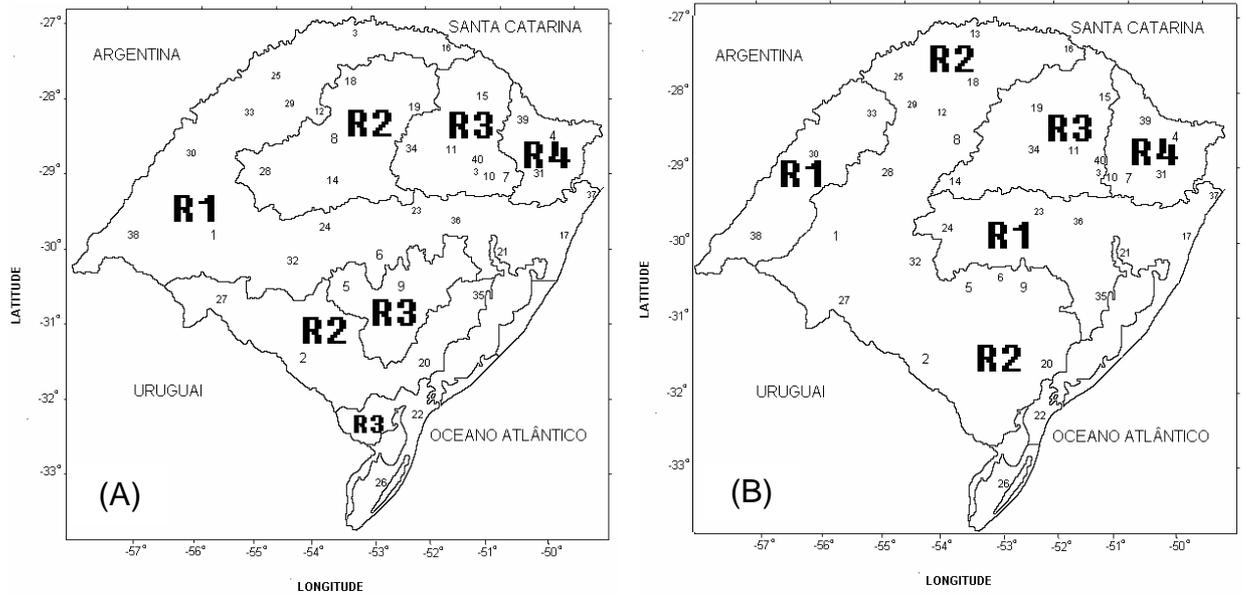


FIGURA 18. Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de abril, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

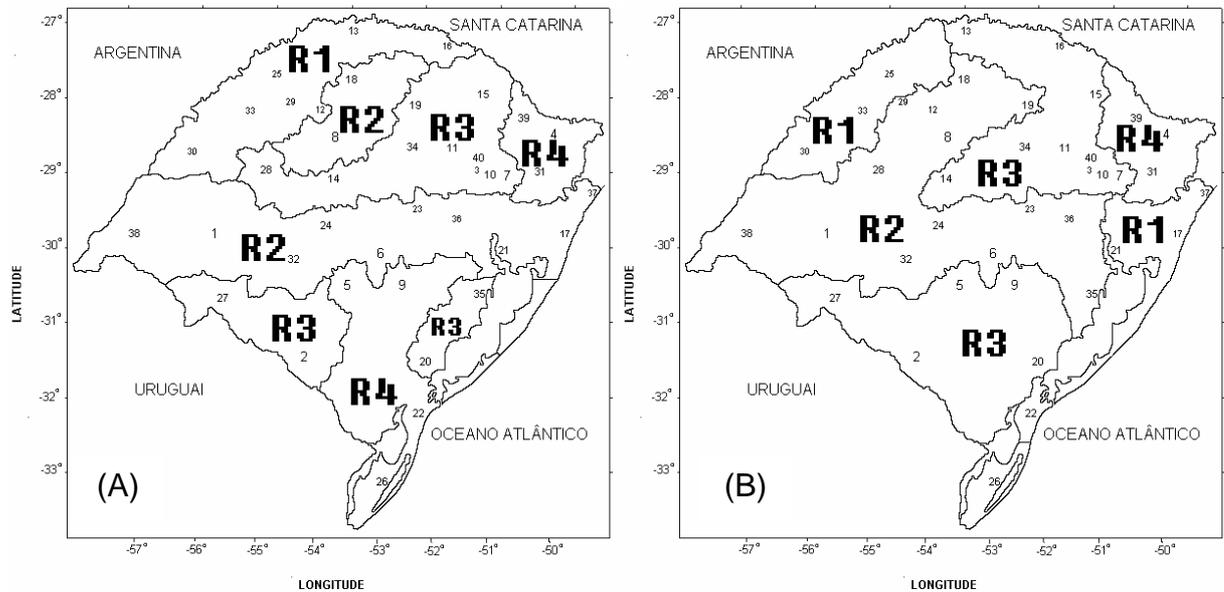


FIGURA 19 Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de julho, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998

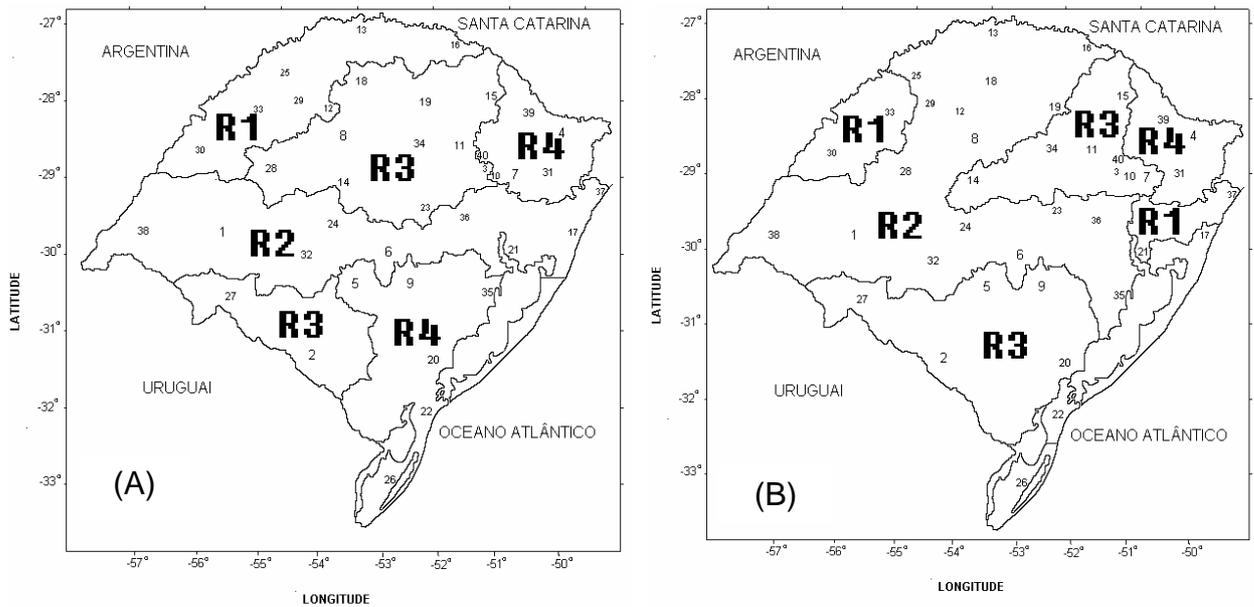


FIGURA 20 Regiões homogêneas de temperaturas máxima (A) e mínima (B) do mês de outubro, Estado do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998

Como as temperaturas não foram as mesmas para cada mês analisado, obviamente mudanças na formação das regiões, bem como na sua distribuição geográfica, eram esperadas.

Mesmo com algumas mudanças na composição das regiões, conforme visto nas Figuras 10, 11 e 12, uma configuração padrão do agrupamento anual é mantida como, por exemplo, o gradiente de temperatura na parte norte do Estado. A Depressão Central aparecendo como uma divisória separando regiões similares, principalmente de R3 e R4, tanto da Serra do Nordeste quanto do Planalto Médio Superior, das obtidas mais ao sul principalmente na Serra do Sudeste e no extremo sul do Estado. O Oceano Atlântico também contribui na caracterização da distribuição, influenciando o aparecimento de regiões semelhantes, principalmente R1 da temperatura mínima, no leste e no oeste do Estado. Como cada região dessa tem uma temperatura média distinta, sua localização expressa a distribuição espacial das temperaturas máxima e mínima.

Os locais pertencentes a cada região homogênea, tanto da temperatura máxima quanto da temperatura mínima, dos meses de abril, julho e outubro estão mostrados nas Tabelas 10, 11, 12, 13, 14 e 15

TABELA 10. Regiões homogêneas da temperatura **máxima** de **abril** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Iraí, Marcelino Ramos, Santa Rosa, Santo Ângelo, São Luiz Gonzaga, São Borja, Ijuí, Uruguaiiana, Alegrete, São Gabriel, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Cachoeira do Sul, Taquari, Porto Alegre, Osório, Torres
R2	Palmeira das Missões, Passo Fundo, Cruz Alta, Santiago, Júlio de Castilhos, Santana do Livramento, Bagé, Pelotas, Tapes
R3	Lagoa Vermelha, Veranópolis, Soledade, Guaporé, Caxias do Sul, Farroupilha, Bento Gonçalves, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Rio Grande, Santa Vitória do Palmar
R4	Vacaria, Bom Jesus, São Francisco de Paula

TABELA 11. Regiões homogêneas da temperatura **mínima** de **abril** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	São Luiz Gonzaga, São Borja, Uruguaiiana, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Taquari, Porto Alegre, Torres, Osório, Tapes, Rio Grande
R2	Iraí, Marcelino Ramos, Santa Rosa, Palmeira das Missões, Santo Ângelo, Ijuí, Cruz Alta, Santiago, Alegrete, Santana do Livramento, São Gabriel, Caçapava do Sul, Cachoeira do Sul, Encruzilhada do Sul, Bagé, Pelotas, Santa Vitória do Palmar
R3	Passo Fundo, Soledade, Júlio de Castilhos, Lagoa Vermelha, Guaporé, Veranópolis, Bento Gonçalves, Caxias do Sul
R4	Vacaria, Bom Jesus, Farroupilha, São Francisco de Paula

TABELA 12. Regiões homogêneas da temperatura **máxima** de **julho** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Iraí, Marcelino Ramos, Santa Rosa, Santo Ângelo, Ijuí, São Luiz Gonzaga, São Borja
R2	Palmeira das Missões, Cruz Alta, Uruguaiiana, Alegrete, São Gabriel, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Cachoeira do Sul, Taquari, Porto Alegre, Torres, Osório
R3	Passo Fundo, Soledade, Santiago, Júlio de Castilhos, Guaporé, Lagoa Vermelha, Veranópolis, Bento Gonçalves, Caxias do Sul, Farroupilha, Santana do Livramento, Bagé, Tapes, Pelotas
R4	Vacaria, Bom Jesus, São Francisco de Paula, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Rio Grande, Santa Vitória do Palmar

TABELA 13. Regiões homogêneas da temperatura **mínima** de **julho** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Santa Rosa, São Luiz, São Borja, Torres, Osório, Porto Alegre Rio Grande
R2	Palmeira das Missões, Santo Ângelo, Passo Fundo, Ijuí, Cruz Alta, Santiago, Uruguaiana, Alegrete, Santa Maria, Cachoeira do Sul, Santa Cruz do Sul, Taquari Tapes
R3	Iraí, Marcelino Ramos, Lagoa Vermelha, Soledade, Júlio de Castilhos, Guaporé, Veranópolis, Bento Gonçalves, Caxias do Sul, Farroupilha, Santana do Livramento, São Gabriel, Caçapava do Sul, Bagé, Encruzilhada do Sul, Pelotas, Santa Vitória do Palmar
R4	Vacaria, Bom Jesus, São Francisco de Paula

TABELA 14. Regiões homogêneas da temperatura **máxima** de **outubro** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	Iraí, Marcelino Ramos, Santa Rosa, Santo Ângelo, São Luiz Gonzaga, Ijuí, São Borja
R2	Uruguaiana, Alegrete, São Gabriel, Santa Maria, Cachoeira do Sul, Taquari, Porto Alegre, Osório, Torres
R3	Palmeira das Missões, Passo Fundo, Lagoa Vermelha, Cruz Alta, Santiago, Júlio de Castilhos, Soledade, Guaporé, Bento Gonçalves Santa Cruz do Sul, Santana do Livramento, Bagé
R4	Vacaria, Bom Jesus, Veranópolis, Caxias do Sul, Farroupilha, São Francisco de Paula, Caçapava do Sul, Encruzilhada do Sul, Tapes Pelotas, Rio Grande, Santa Vitória do Palmar

TABELA 15. Regiões homogêneas da temperatura **mínima** de **outubro** e as estações meteorológicas pertencentes a cada uma delas, Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Região	Estações meteorológicas
R1	São Borja, São Luiz Gonzaga, Porto Alegre, Torres
R2	Iraí, Marcelino Ramos, Palmeira das Missões, Santa Rosa, Santiago, Santa Cruz do Sul, Alegrete, Cruz Alta, Passo Fundo, São Gabriel, Taquari, Santa Maria, Osório, Uruguaiana, Ijuí, Santo Ângelo, Tapes, Cachoeira do Sul
R3	Caxias do Sul, Veranópolis, Soledade, Bento Gonçalves, Guaporé, Lagoa Vermelha, Farroupilha, Júlio de Castilhos, Encruzilhada do Sul, Caçapava do Sul, Bagé, Santana do Livramento, Pelotas, Rio Grande, Santa Vitória do Palmar
R4	Vacaria, Bom Jesus, São Francisco de Paula

4.2.1 Climatologia das regiões homogêneas

No estudo climatológico das regiões homogêneas, buscou-se primeiramente determinar uma média das temperaturas, tanto da máxima quanto da mínima; obtendo-se uma média aritmética envolvendo todas as estações meteorológicas constituintes de cada região. Este cálculo possibilitou o conhecimento da estrutura térmica de cada uma delas. As Tabelas 16 e 17, mostram os valores das temperaturas máxima e mínima anual para todos os meses. Embora a análise seja feita para o mês central de cada estação do ano, esses valores dão uma idéia do comportamento das temperaturas máxima e mínima das regiões homogêneas do Estado. A distribuição das temperaturas reflete sua associação a fatores meteorológicos, fisiográficos e sazonais justificando a localização de cada região e dando uma idéia das características térmicas existentes nesses locais.

Com relação à temperatura máxima, das regiões, verifica-se que R1 tem a maior temperatura anual com valor médio de 26,3°C e R4 a menor, 21,9°C. Para a temperatura mínima, as médias são de 14,9°C e 11,0°C em R1 e R4 respectivamente. Numa análise das temperaturas máxima e mínima mensais das regiões mais quentes e mais frias, R1 tem uma temperatura média máxima em janeiro de 31,9°C e média mínima de 19,4°C, enquanto que para R4 os valores são de 25,9°C e 15,3°C. Analisando as temperaturas máxima e mínima dessas regiões no mês do meio da estação mais fria, que é julho, encontra-se para R1, temperatura máxima de 20,6°C e mínima de 9,9°C e para R4, 16,5°C e 6,0°C. A diferença de valores entre regiões homogêneas cria um gradiente de temperatura desde R4 até R1.

Devido à influência tanto da latitude quanto da altitude na temperatura, regiões tanto de R4 quanto de R3 são encontradas no extremo sul do Estado e

nas partes mais altas (Serra do Nordeste e Serra do Sudeste), enquanto que R1 localiza-se, na maioria dos casos, no oeste e noroeste do Estado (Baixo e Médio Vale do Uruguai) e R2 na Depressão Central. O mês de janeiro tem a maior amplitude de temperatura máxima entre R1 e R4 que é de 6,0°C e julho a menor, 4,1°C.

Na temperatura mínima, por ter como característica uma distribuição horizontalmente mais homogênea, a amplitude de temperatura entre as regiões é menor; sendo de 4,1°C entre R1 e R4 no mês de janeiro e 3,9°C em julho. Apesar da localização das regiões homogêneas ser praticamente a mesma da temperatura máxima, R1 fica dividida em duas partes, uma no oeste e outra no leste do Estado. Esses resultados encontrados na posição e na temperatura média, tanto das máximas quanto das mínimas, das regiões analisadas, aproximam-se bastante dos encontrados por Gonçalves (2001) num estudo feito da variabilidade climática das temperaturas máxima e mínima diárias para um período de 36 anos (1961 a 1996)

TABELA 16. Média das temperaturas **máximas anuais** e mensais (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Período	Região 1	Região 2	Região 3	Região 4
anual	26,3	25,2	23,8	21,9
janeiro	31,9	30,4	28,3	25,9
fevereiro	30,6	28,9	27,5	26,1
março	29,6	28,2	26,4	24,9
abril	25,8	24,1	22,8	21,3
maio	22,8	21,4	19,8	18,3
junho	20,4	19,0	17,6	16,6
julho	20,6	19,1	18,0	16,5
agosto	22,2	20,4	19,0	17,6
setembro	23,6	21,6	19,7	18,4
outubro	26,3	24,8	23,6	21,4
novembro	29,0	27,7	25,1	23,0
dezembro	30,1	29,4	27,0	24,7

TABELA 17. Média das temperaturas **mínimas anuais** e mensais (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1913 a 1998.

Período	Região 1	Região 2	Região 3	Região 4
anual	14,9	13,8	12,6	11,0
janeiro	19,4	18,2	17,1	15,3
fevereiro	20,0	18,6	17,5	14,5
março	19,2	17,5	16,4	10,9
abril	15,2	13,7	12,7	10,8
maio	12,3	11,0	9,9	7,9
junho	10,2	9,0	7,9	6,5
julho	9,9	8,9	7,9	6,0
agosto	10,7	9,9	9,0	7,1
setembro	12,9	11,7	10,3	8,5
outubro	14,4	13,3	11,7	9,8
novembro	16,5	15,3	14,0	14,0
dezembro	18,3	16,9	15,6	13,6

Visando os modelos climáticos, as séries das temperaturas médias máxima e mínima das regiões homogêneas, foram limitadas ao mesmo período dos dados de TSM (1951 a 1998) e os resultados deste estudo climatológico estão apresentados nas Figuras 21, 22, 23, 24 (temperatura máxima) e 25, 26, 27, 28 (temperatura mínima). As séries foram divididas em tercils, conforme descrito no item 3.4 do material e métodos, onde o primeiro tercil, parte inferior do gráfico, corresponde aos valores abaixo da normal, o segundo, parte do meio, à normal e o terceiro, parte superior do gráfico, acima da normal. Apesar dos gráficos apresentarem intervalo das temperaturas máxima e mínima para todos os meses, por uma questão de manutenção da coerência nas análises feitas até o momento, foram discutidos apenas os quatro meses centrais das estações do ano. O estudo em intervalos tem a vantagem em relação à normal climatológica de uma determinada região ser expressa em forma de uma faixa de valores e não de um único número.

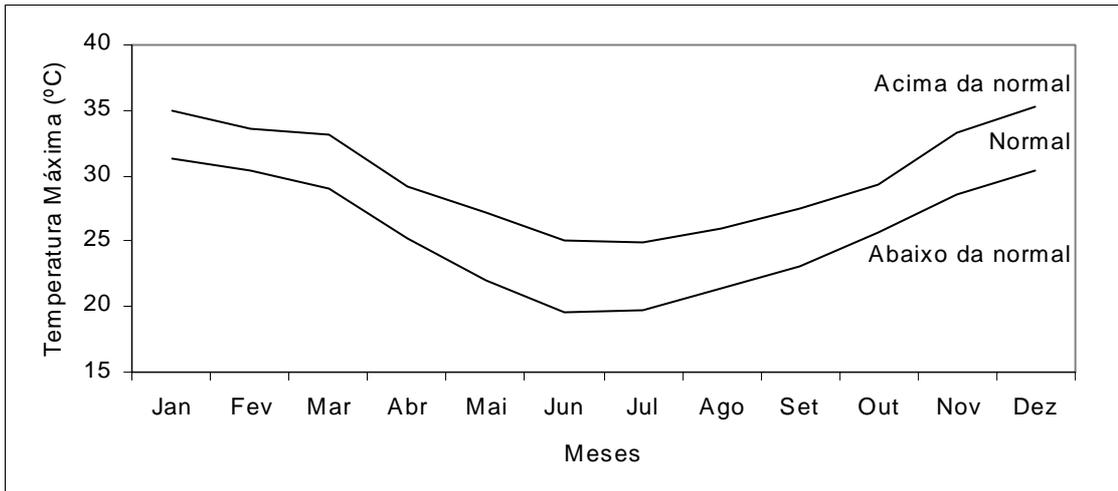


FIGURA 21. Tercis da temperatura **máxima** da região homogênea **R1**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

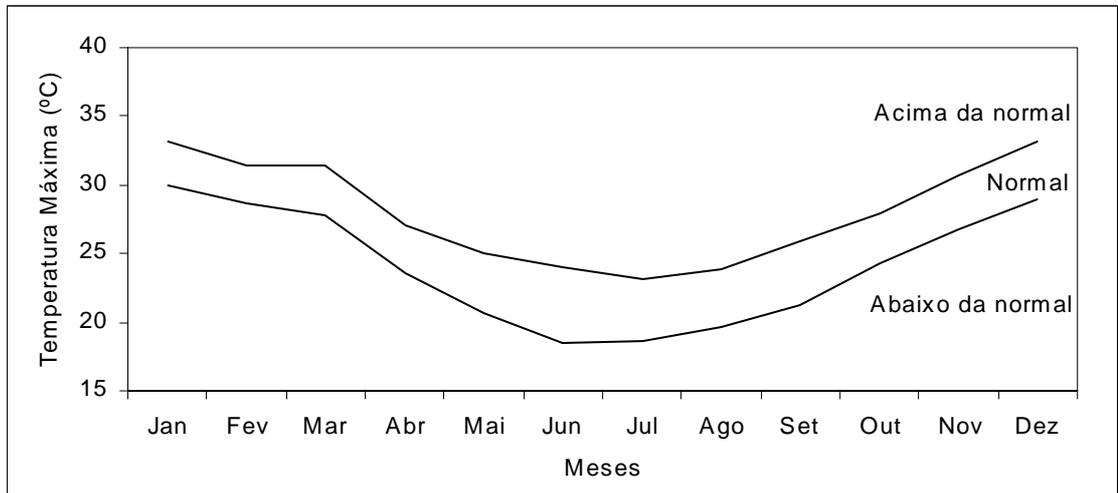


FIGURA 22. Tercis da temperatura **máxima** da região homogênea **R2**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

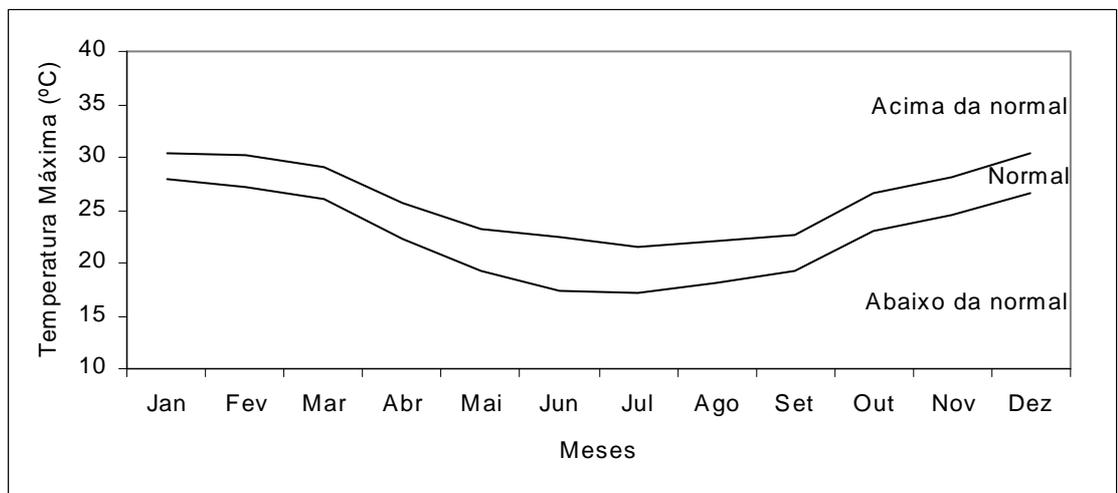


FIGURA 23. Tercis da temperatura **máxima** da região homogênea **R3**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

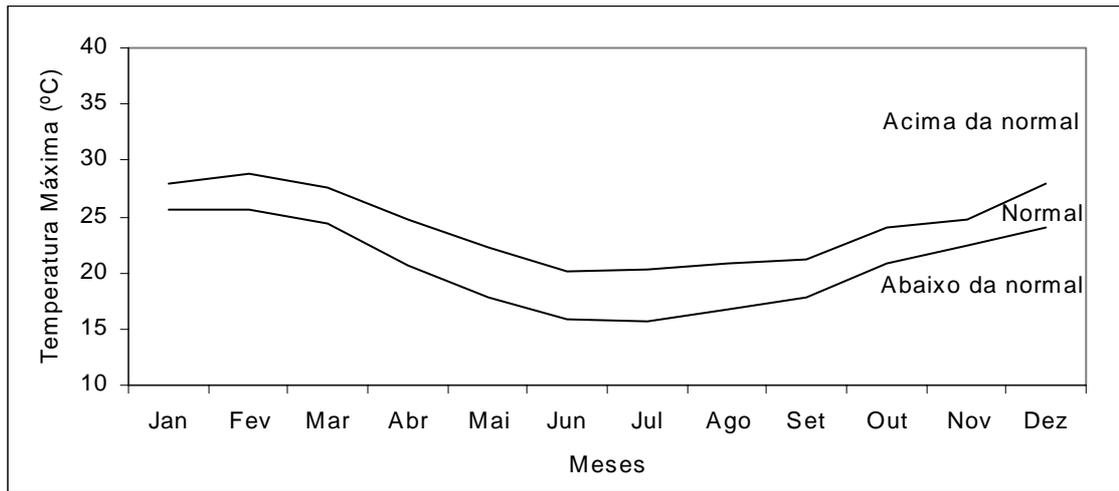


FIGURA 24. Tercis da temperatura **máxima** da região homogênea **R4**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

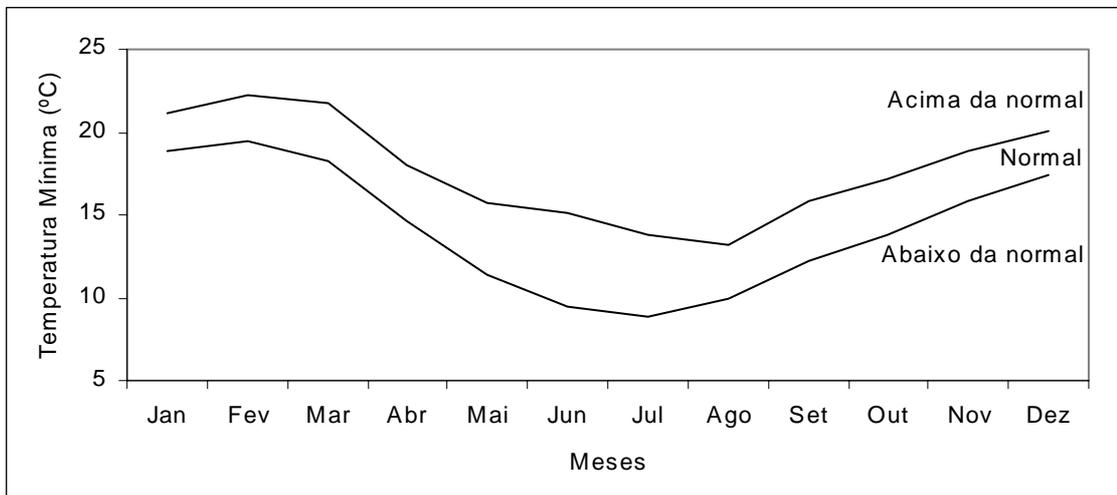


FIGURA 25. Tercis da temperatura **mínima** da região homogênea **R1**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

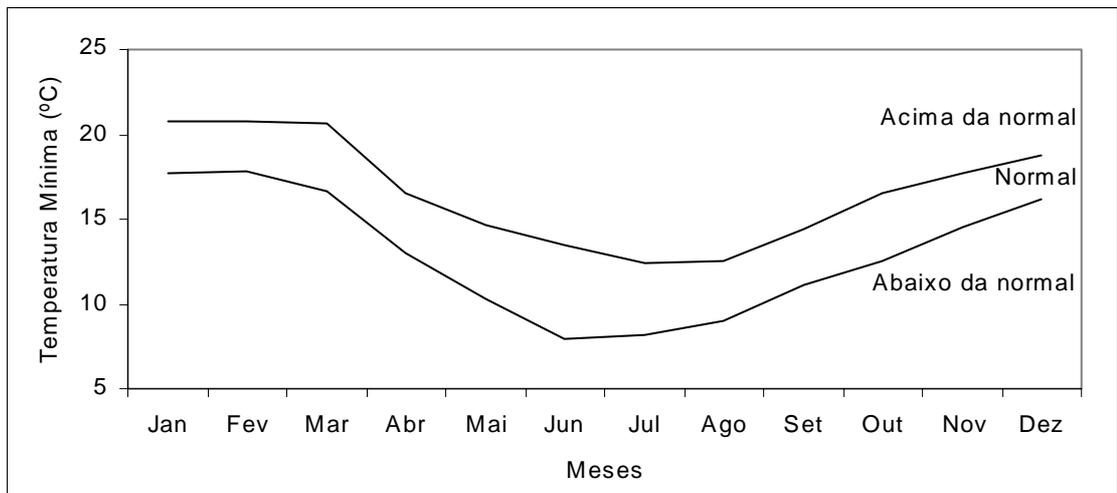


FIGURA 26. Tercis da temperatura **mínima** da região homogênea **R2**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

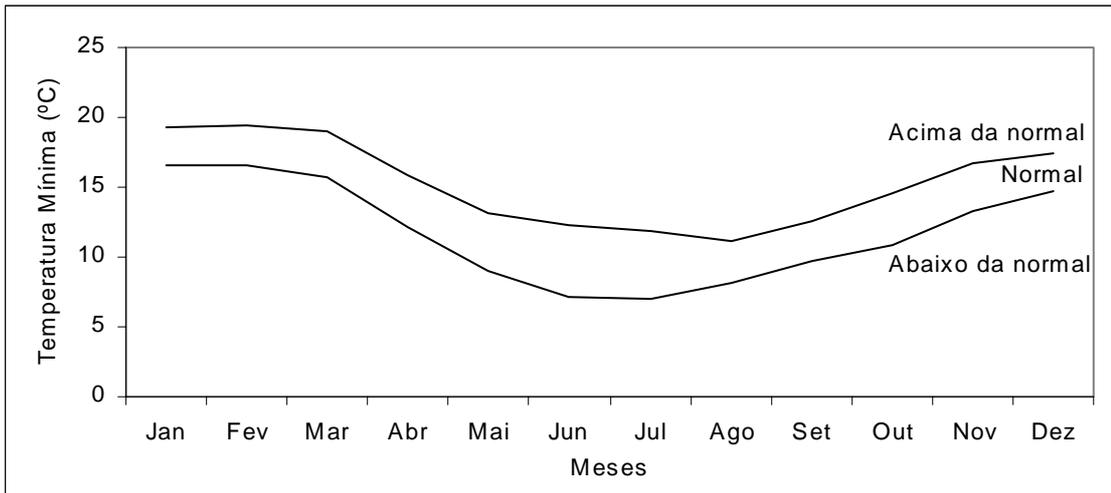


FIGURA 27. Tercis da temperatura **mínima** da região homogênea **R3**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

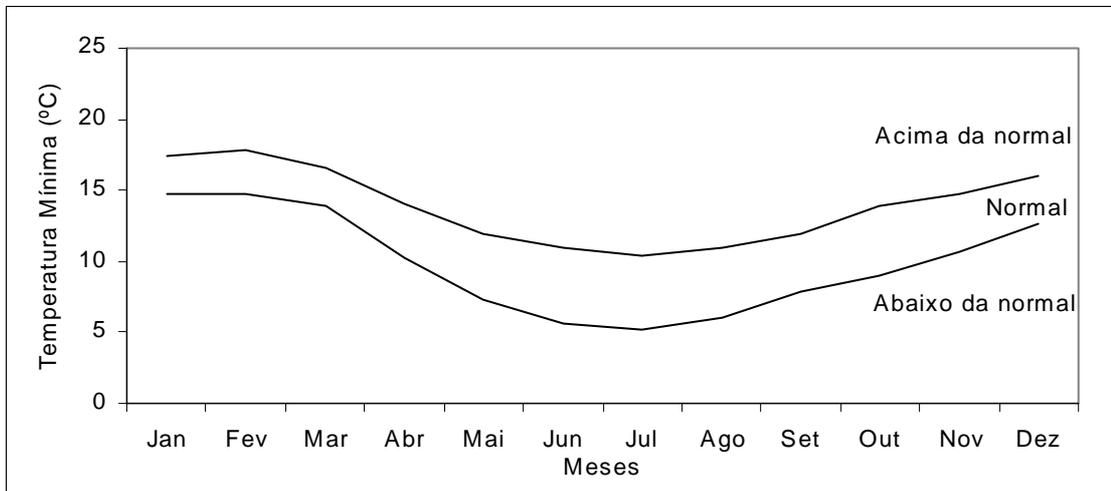


FIGURA 28. Tercis da temperatura **mínima** da região homogênea **R4**, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Analisando os valores superiores e inferiores que delimitam a faixa de temperaturas consideradas normais das regiões homogêneas, observa-se que para as temperaturas máxima e mínima de R1, R2, R3, e R4, as amplitudes são ligeiramente maiores de abril a outubro. Fato esse que dá aos modelos preditivos, uma tolerância maior nos resultados obtidos dos prognósticos para esse período. As Tabelas 18 e 19, mostram as temperaturas dos limites superiores (LS) e inferiores (LI) das temperaturas máxima e mínima das quatro regiões homogêneas, expressando de forma quantitativa, a análise qualitativa feita acima.

TABELA 18. Limites superior e inferior das temperaturas **máximas** (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	Região 1		Região 2		Região 3		Região 4	
	LS	LI	LS	LI	LS	LI	LS	LI
Janeiro	34,9	31,3	33,1	29,9	30,3	27,9	27,9	25,6
Abril	29,2	25,2	27,0	23,6	25,7	22,2	24,8	20,7
Julho	24,9	19,8	23,1	18,6	21,6	17,2	20,3	15,7
Outubro	29,3	25,7	27,9	24,3	26,6	23,0	24,1	20,8

TABELA 19. Limites superior e inferior das temperaturas **mínimas** (°C) das regiões homogêneas do Rio Grande do Sul, o período de 1951 a 1998.

Mês	Região 1		Região 2		Região 3		Região 4	
	LS	LI	LS	LI	LS	LI	LS	LI
Janeiro	21,1	18,9	20,8	17,7	19,3	16,6	17,4	14,8
Abril	18,0	14,6	16,5	13,0	15,8	12,1	14,0	10,2
Julho	13,8	8,9	12,4	8,2	11,8	7,0	10,4	5,2
Outubro	17,2	13,8	16,5	12,5	14,6	10,9	13,9	9,0

4.3 Regiões oceânicas de preditores informativos de TSM para modelos prognósticos de longo prazo das temperaturas máxima e mínima

O Rio Grande do Sul, pela sua posição geográfica no cone sul do Continente Sul Americano está sujeito a influências dos Oceanos Atlântico e Pacífico não só no seu regime pluviométrico mas também térmico. Embora a Cordilheira dos Andes atue como uma barreira aos fluxos de baixos níveis vindos do Pacífico Sul, as anomalias da temperatura da superfície do mar (TSM), da parte equatorial desse oceano, causam distúrbios climáticos em diversas regiões do globo, fenômeno este conhecido como El Niño Oscilação Sul (ENOS). Com base nessas influências buscou-se a determinação e localização dos preditores informativos para modelos de previsões climáticas das temperaturas máxima e mínima. Essa localização foi feita identificando setores dos oceanos com correlação significativa entre temperaturas média das máximas e das mínimas das regiões homogêneas e TSM, de modo simultâneo e com defasagem temporal de 1, 2, 3, 4, 5, e 6 meses. Cada região foi analisada separadamente nos meses centrais das quatro estações do ano.

Na Figura 29, estão mostradas as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R1 do mês de janeiro com TSM de janeiro (29A), dezembro (29B), novembro (29C) e outubro (29D). As isolinhas em cores têm valores de correlação significativos a 5% com $r \geq 0,27$; isolinhas em azul expressam e delimitam setores de correlações negativas. A região R1 localiza-se no oeste do Estado desde o Alto Vale do Uruguai até o Baixo Vale do Uruguai e parte da Companhia (Figura 17A). As figuras das correlações referentes aos meses restantes, não só de R1 mas de todas as outras regiões, são apresentadas nos apêndices números 9 a 24.

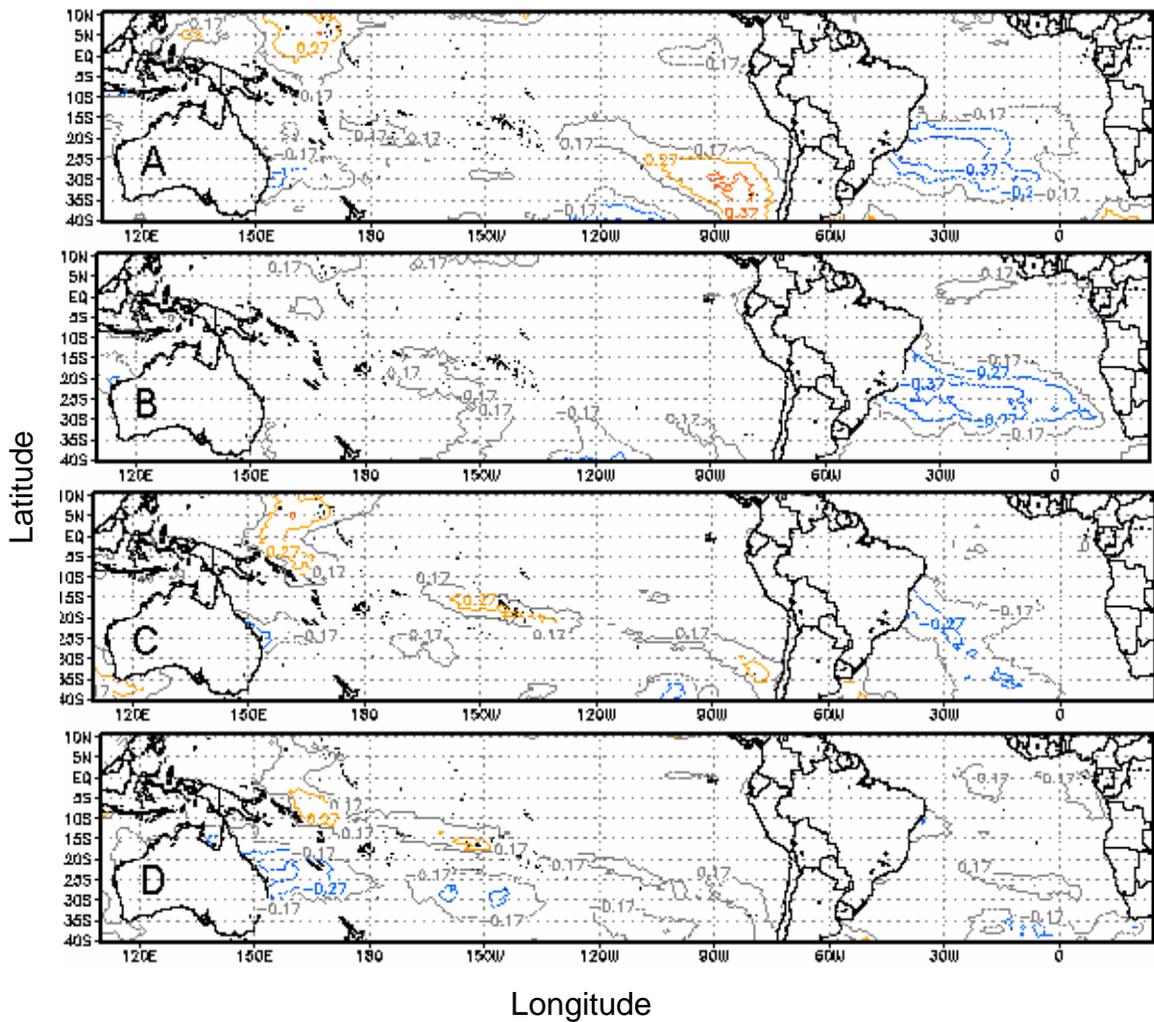


FIGURA 29. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de janeiro da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (29A), dezembro (29B), novembro (29C) e outubro (29D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Analisando os setores de preditores informativos de TSM para a temperatura máxima da região R1, verifica-se na correlação simultânea, conforme 29A, que existe uma contribuição tanto do Atlântico quanto do Pacífico, ressaltando uma contribuição maior do primeiro com uma correlação negativa, de 0,37. Já com relação ao modelo prognóstico, para o mês de janeiro, os melhores preditores estão na TSM de dezembro na costa do sudeste entre 20° e 25° sul no Oceano Atlântico (Figura 29B).

A Figura 30 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R2 do mês de janeiro com TSM de

janeiro (30A), dezembro (30B), novembro (30C) e outubro (30D). A região R2 localiza-se a oeste do Planalto Médio, Depressão Central e parte da Companhia (Figura 17A).

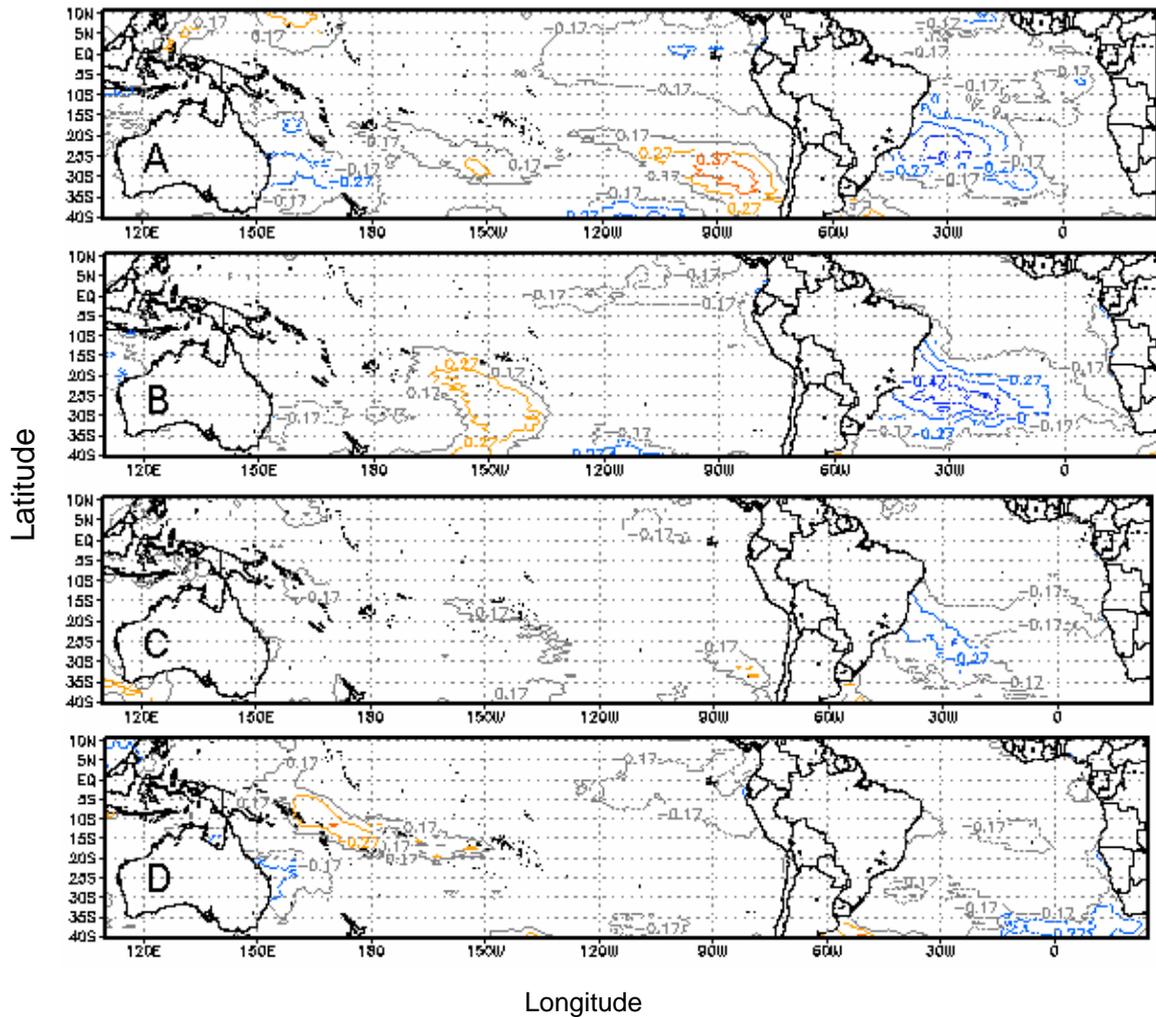


FIGURA 30. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de janeiro da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (30A), dezembro (30B), novembro (30C) e outubro (30D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Para a região homogênea R2, a correlação simultânea de janeiro da temperatura máxima com janeiro de TSM, mostra valores significativos também nos Oceanos Atlântico e Pacífico. A correlação com o Atlântico continua negativa e com valores maiores, do que os obtidos com R1, chegando a 0,47. No modelo prognóstico de temperatura máxima para o mês de janeiro, da região R2, os

preditores foram obtidos do Oceano Atlântico, no mês de dezembro, mesmo que R1, entre as latitudes 20° e 30° (Figura 30B).

A Figura 31 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R3 do mês de janeiro com TSM de janeiro (31A), dezembro (31B), novembro (31C) e outubro (31D). A região R3 localiza-se no Planalto Médio, Serra do Sudeste e extremo sul (Figura 17A).

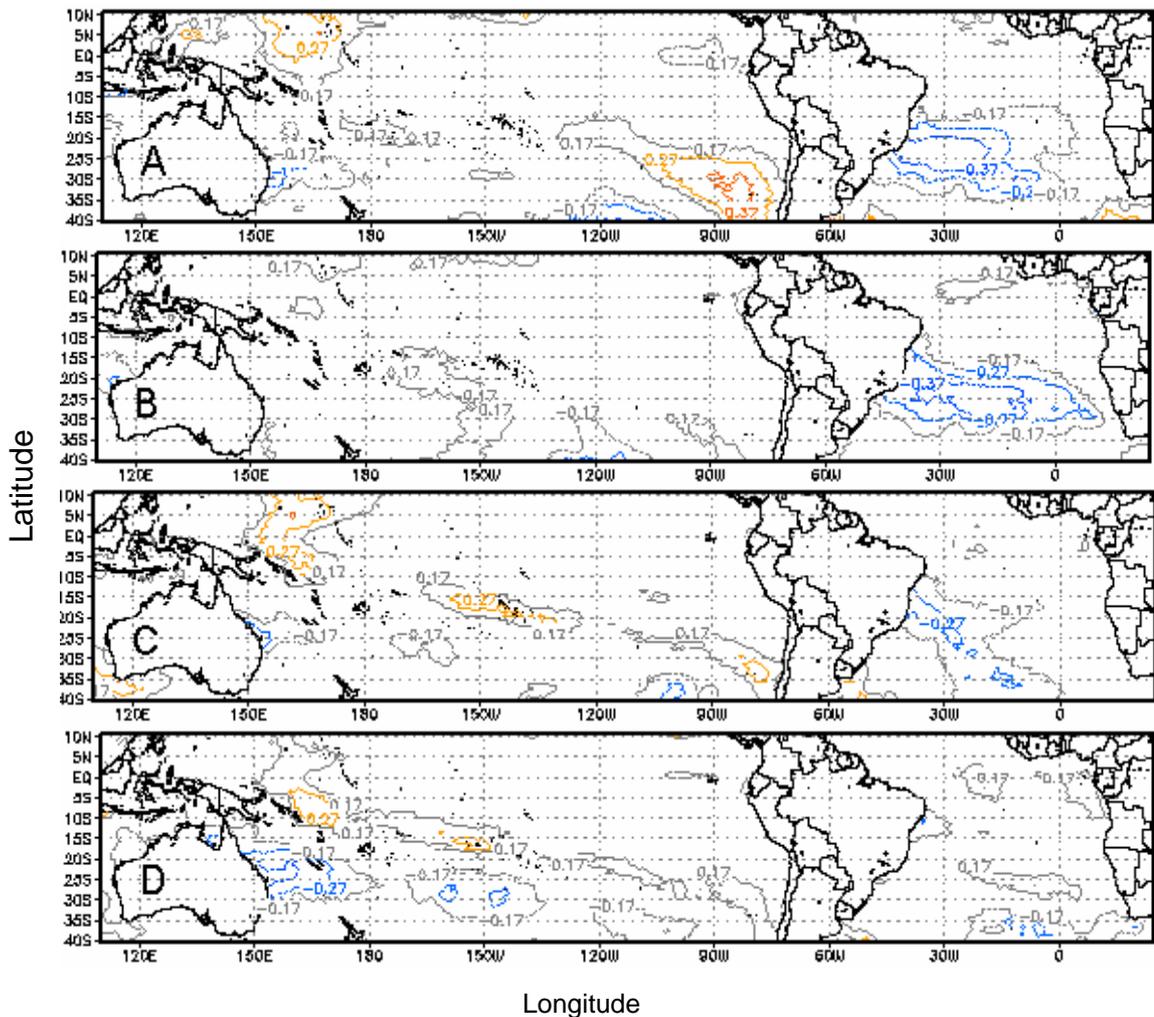


FIGURA 31. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de janeiro da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (31A), dezembro (31B), novembro (31C) e outubro (31D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Para a região homogênea R3, a correlação simultânea de janeiro da temperatura máxima com janeiro de TSM, apresenta valores significativos nos oceanos Atlântico e Pacífico. A correlação com o Atlântico continua negativa com

as isolinhas deslocando-se um pouco mais para o norte com valor de $-0,37$. Para o prognóstico da temperatura máxima de janeiro, da região R3, os preditores foram obtidos tanto do Oceano Atlântico, quanto do Pacífico, no mês de dezembro, entre as latitudes 25° e 30° no Atlântico e entre 20° e 30° no Pacífico Central (Figura 31B).

Com relação à região R4, a de menor temperatura entre todas, a Figura 32 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima do mês de janeiro com TSM de janeiro (32A), dezembro (32B), novembro (32C) e outubro (32D). A região R4 localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 17A).

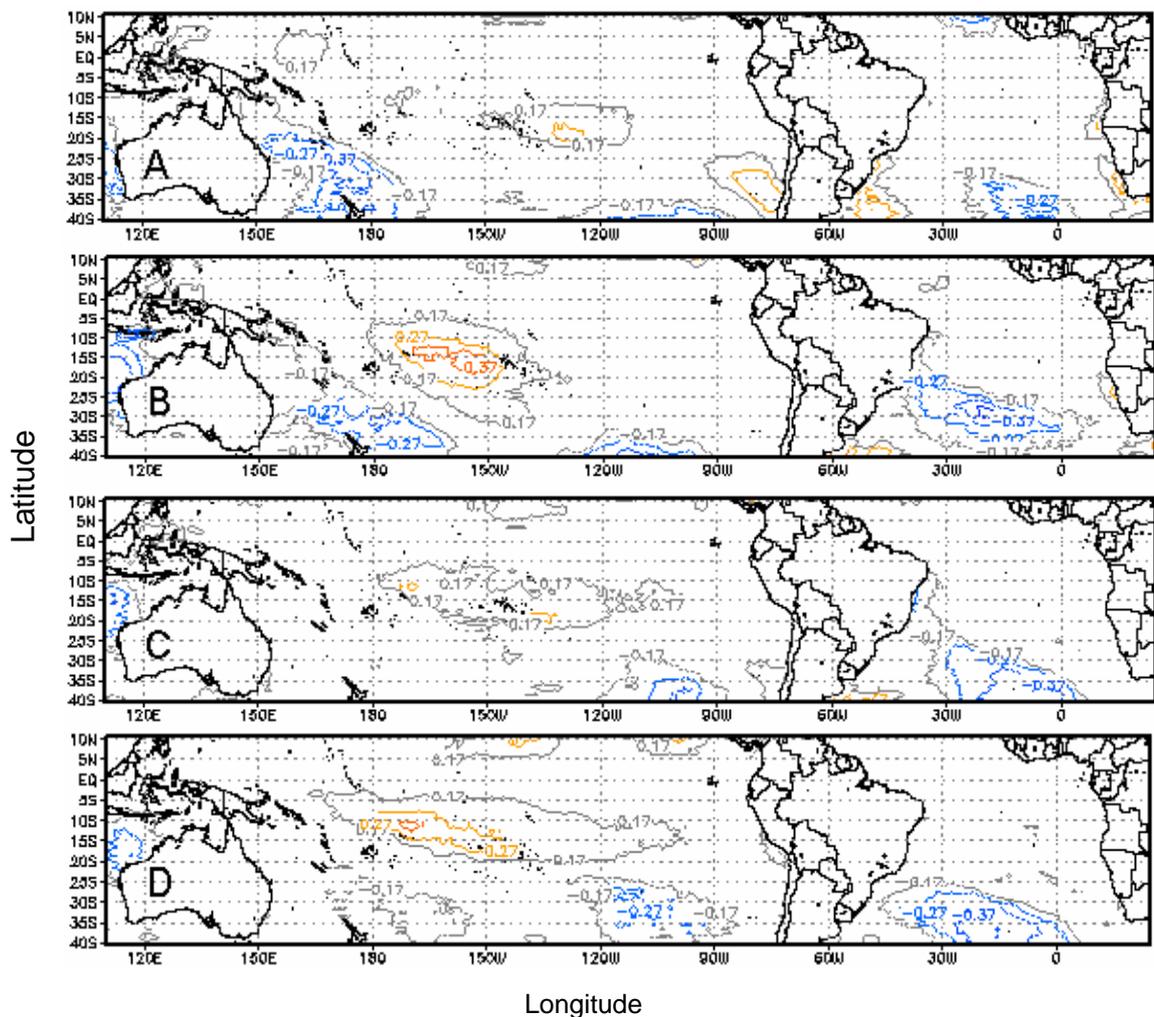


FIGURA 32. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de janeiro da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (32A), dezembro (32B), novembro (32C) e outubro (32D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de janeiro para a região R4, verifica-se uma pouca contribuição do Oceano Atlântico, concentrando-se a contribuição no Oceano Pacífico oeste, nas proximidades da costa da Austrália com uma correlação negativa de -0,37. No modelo prognóstico da temperatura máxima de janeiro, para esta região, os preditores foram obtidos do mês de dezembro, tanto do Oceano Atlântico, quanto do Pacífico, entre as latitudes 25° e 35° no Atlântico e entre 10° e 20° no Pacífico oeste (Figura 32B).

Com relação ao mês central do outono, a Figura 33 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R1 do mês de abril com a TSM de abril (33A), março (33B), fevereiro (33C) e janeiro (33D). A região R1 localiza-se no oeste do Estado desde o Alto Vale do Uruguai até o Baixo Vale do Uruguai, parte da Campanha e Depressão Central (Figura 18A).

Na correlação simultânea do mês de abril para a região R1, a contribuição do Oceano Pacífico quase não existe. Apesar de ter núcleos de correlação de 0,27, esse valor, apesar de ser significativo, perde sua importância face níveis mais elevados de correlação. Verifica-se contribuições mais acentuadas no Oceano Atlântico, mais precisamente na costa do Rio Grande do Sul e Uruguai, com valores positivos de 0,47. No prognóstico da temperatura máxima para o mês de abril, desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de março, tanto do Oceano Atlântico, com um núcleo de correlação positiva de 0,37 na costa do Rio Grande do Sul, entre as latitudes 25° e 35°, quanto do Oceano Pacífico, mais precisamente na região do Pacífico equatorial nas proximidades da Indonésia, abrangendo boa parte da região do Niño 4 (Figura 33B).

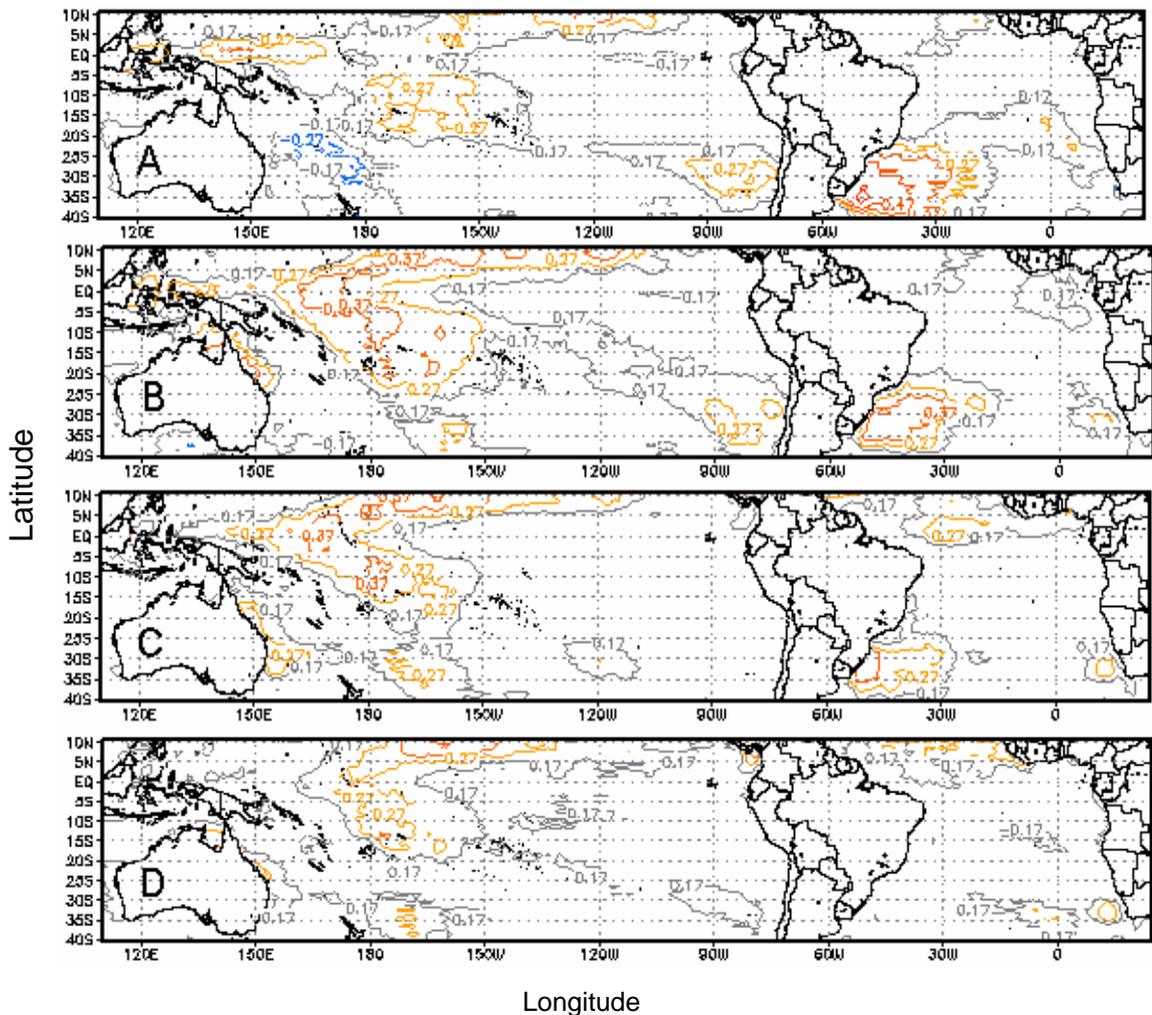


FIGURA 33. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de abril da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (33A), março (33B), fevereiro (33C) e janeiro (33D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 34 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R2 do mês de abril com TSM de abril (34A), março (34B), fevereiro (34C) e janeiro (34D). A região R2 localiza-se a oeste do Planalto Médio, parte da Campanha e Região dos Grandes Lagos (Figura 18A).

Verifica-se, pela correlação simultânea do mês de abril para a região R2, uma configuração semelhante a de R1 com valores positivos também de 0,47 no Oceano Atlântico mais precisamente na costa do Rio Grande do Sul e Uruguai. No prognóstico da temperatura máxima de abril, para esta região, os preditores

foram obtidos da TSM do mês de março do Oceano Atlântico e do Pacífico, entre as latitudes 25° e 35° no Atlântico e nas proximidades da Indonésia, no Pacífico Equatorial, abrangendo boa parte da região do Niño 4 (Figura 34B).

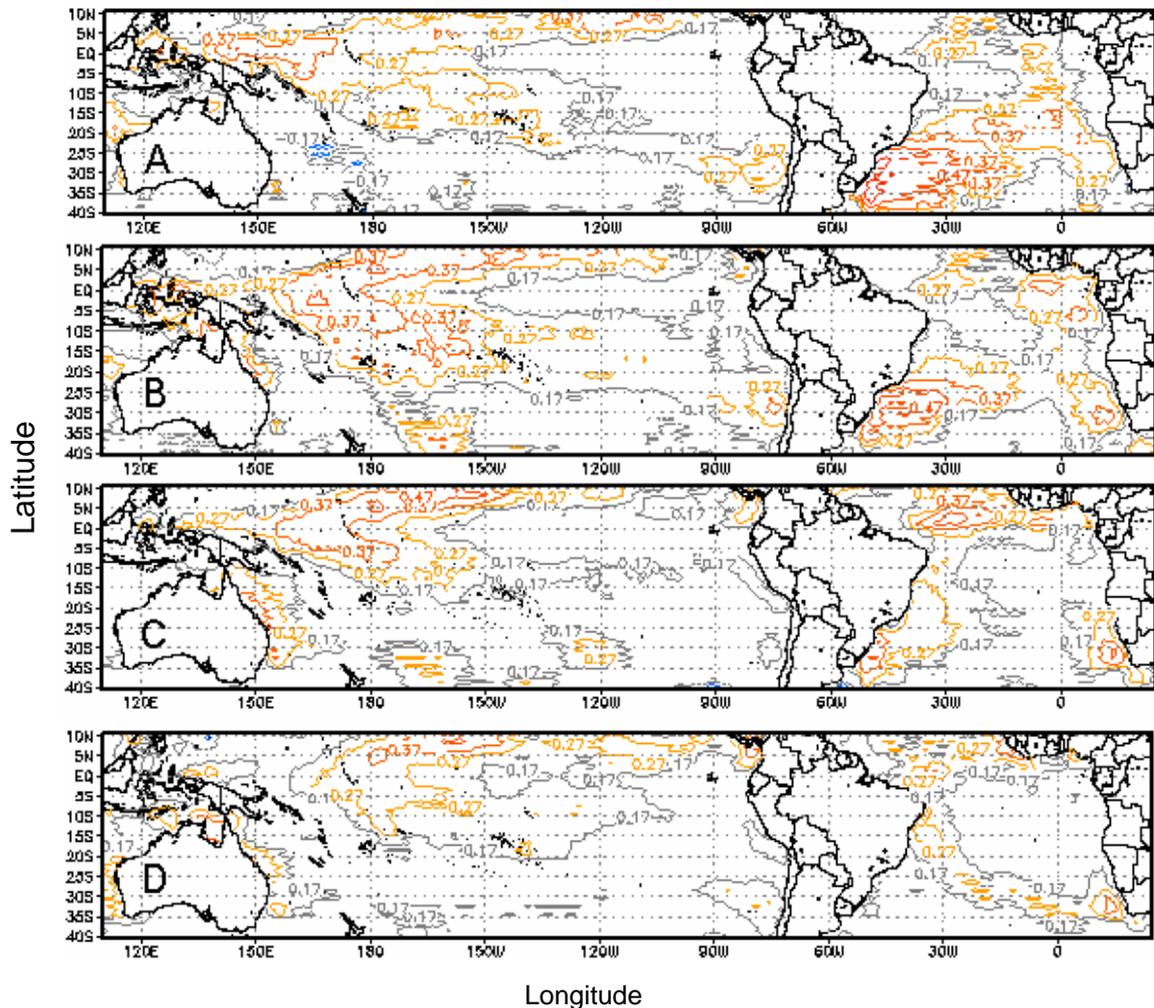


FIGURA 34 – Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de abril da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (34A), março (34B), fevereiro (34C) e janeiro (34D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 35 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R3 do mês de abril com TSM de abril (35A), março (35B), fevereiro (35C) e janeiro (27D). A região R3, localiza-se no Planalto Superior, Serra do Sudeste e Extremo Sul do Estado (Figura 18A).

A correlação simultânea do mês de abril para a região R3, segue uma configuração semelhante as de R1 e R2 só que com valores maiores de

correlação, chegando a 0,57 no Oceano Atlântico mais precisamente na costa do Rio Grande do Sul. Para o prognóstico da temperatura máxima de abril, para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de março, tanto do Oceano Atlântico, quanto do Pacífico, entre as latitudes 25° e 35° no Atlântico e, no Pacífico Equatorial, nas proximidades da Indonésia abrangendo boa parte da região do Niño 4 (Figura 35B).

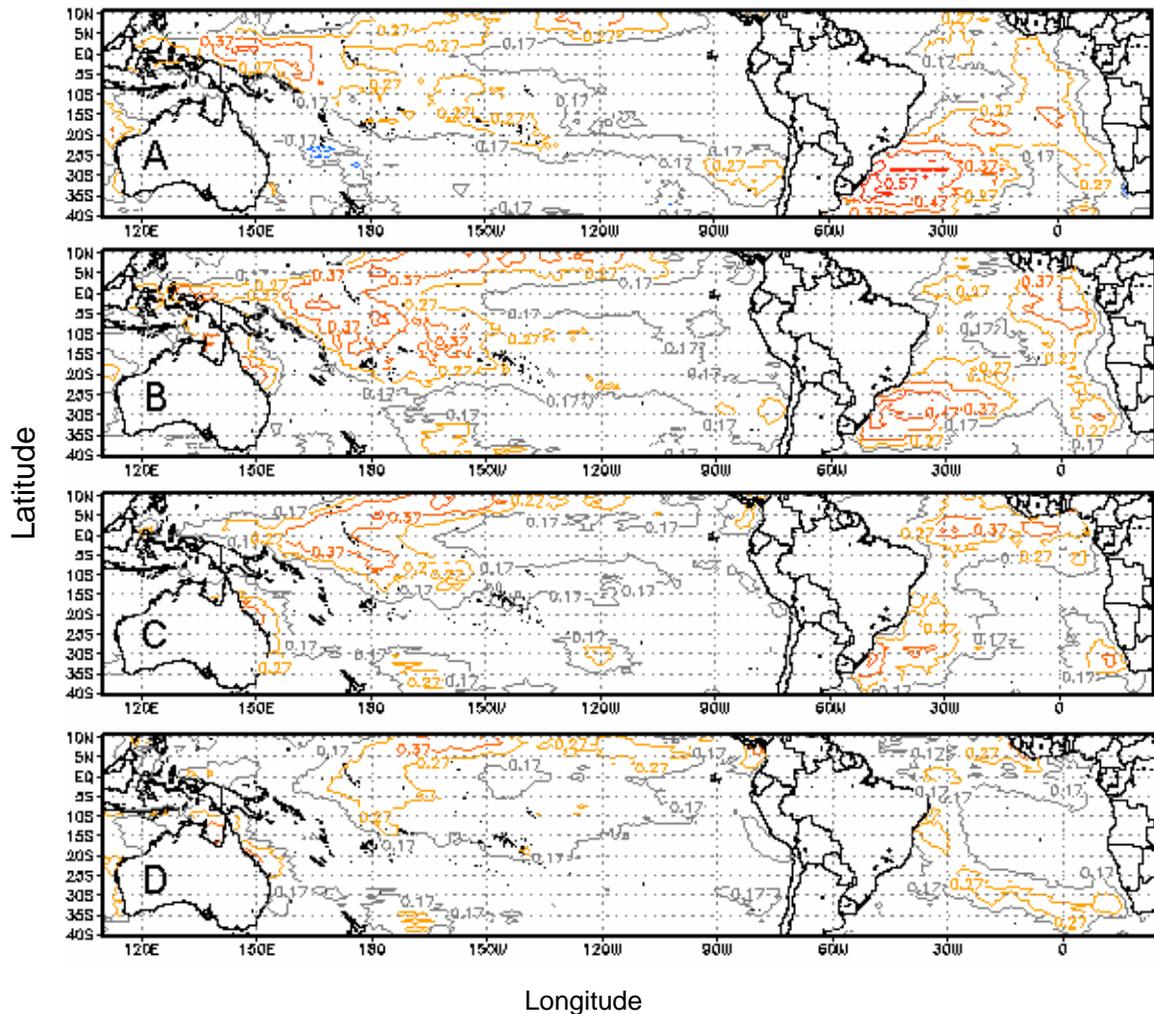


FIGURA 35. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de abril da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (35A), março (35B), fevereiro (35C) e janeiro (35D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 36 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R4 do mês de abril com TSM de abril

(36A), março (36B), fevereiro (36C) e janeiro (36D). A região R4, localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 18A).

A correlação simultânea para a região R4 mostra valores concentrados praticamente no Oceano Atlântico, um pouco mais afastado da costa do Rio Grande do Sul, com valores de 0,47. Os preditores do prognóstico da temperatura máxima do mês de abril, para esta região, foram obtidos da TSM do mês de março do Pacífico equatorial, na região do Niño 4, e entre as latitudes de 20° e 30° do Oceano Atlântico Sul (Figura 36B).

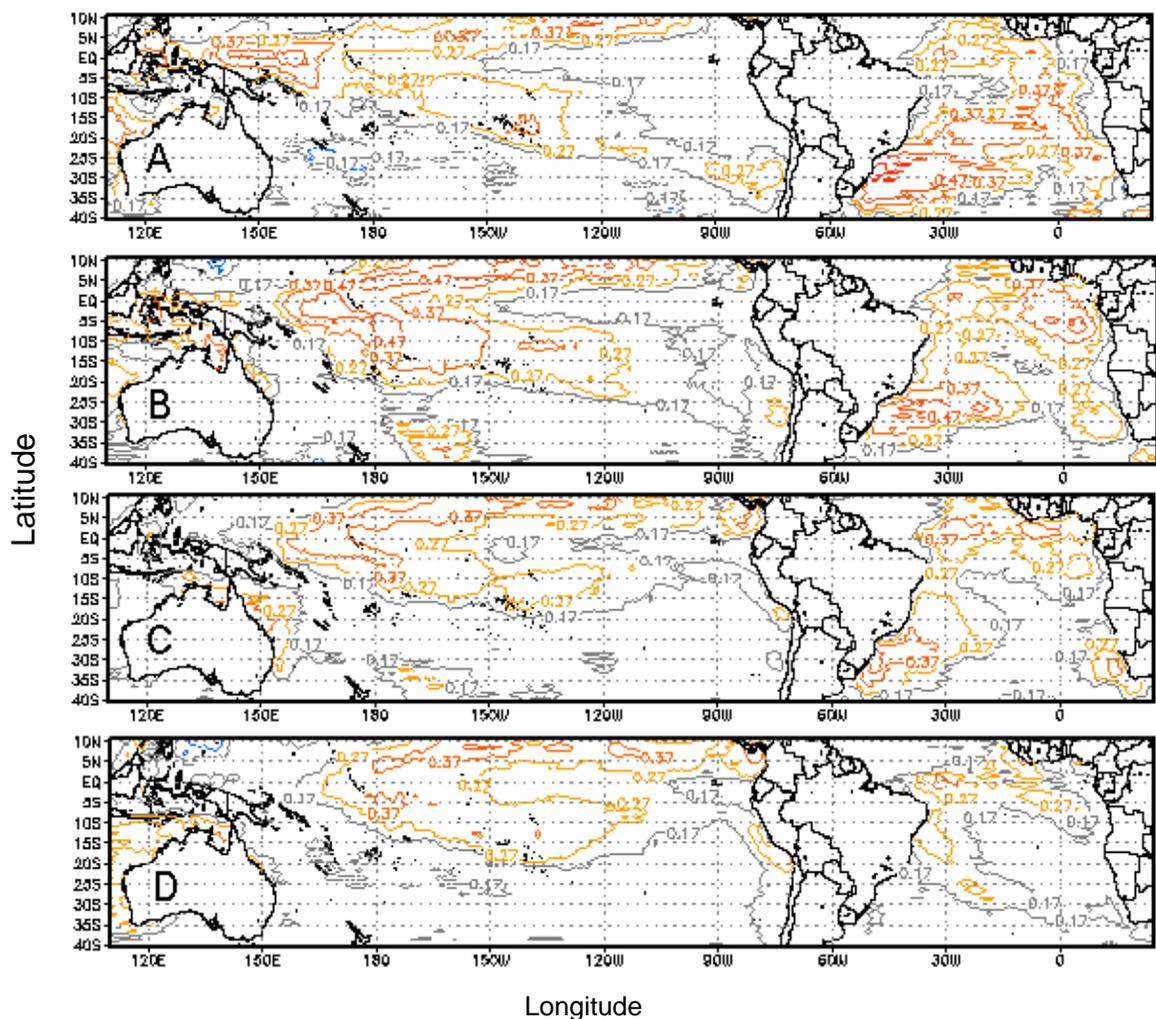


FIGURA 36. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de abril da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (36A), março (36B), fevereiro (36C) e janeiro (36D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

No mês de abril, foi verificada uma forte influência das regiões dos Niños, principalmente a do Niño 4, nas temperaturas de todas as regiões homogêneas. Numa análise dos meses de início desse fenômeno, nos 15 eventos estabelecidos por Trenberth (1997), verifica-se que os meses de abril e agosto, são os mais frequentes.

Analisando o mês central do inverno a Figura 37 mostra as isolinhas do coeficiente de correlação da temperatura máxima da região homogênea R1 do mês de julho com TSM de julho (37A), junho (37B), maio (37C) e abril (37D).

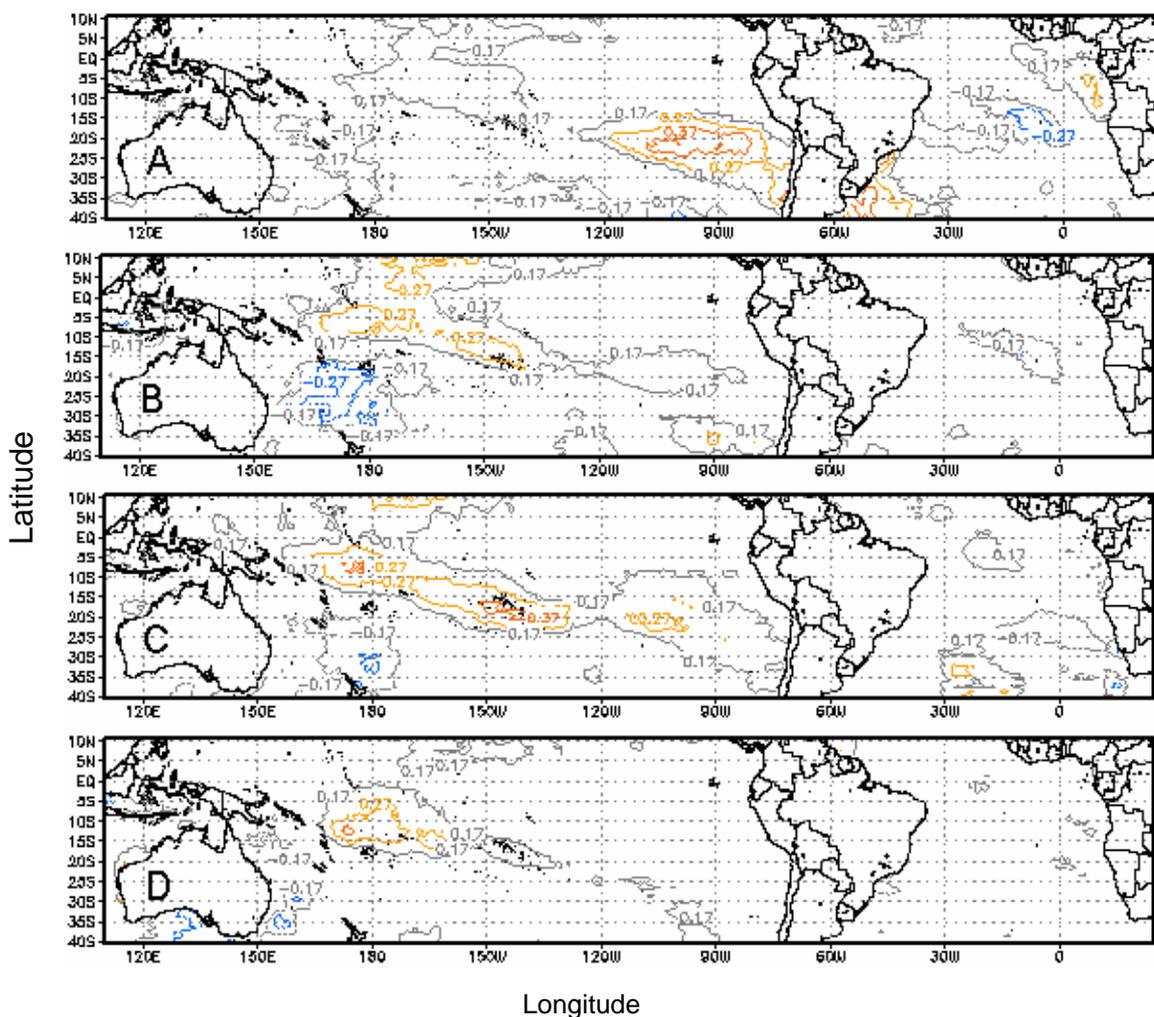


FIGURA 37. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (37A), junho (37B), maio (37C) e abril (37D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A região R1 localiza-se no noroeste do Estado desde o Alto Vale do Uruguai até o Médio Vale do Uruguai (Figura 19A).

A correlação simultânea para o mês de julho da região R1, o Oceano Atlântico contribui pouco com preditores, apenas uma pequena área na costa do Rio Grande do Sul e Uruguai; estes estão quase todos no oceano Pacífico próximo à costa do Chile. Para o prognóstico da temperatura máxima do mês abril desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de maio, no oceano Pacífico central, entre as latitudes 15° e 25° Sul (Figura 37C).

A Figura 38 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R2 do mês de julho com TSM de julho (38A), junho (38B), maio (38C) e abril (38D). A região R2 localiza-se à oeste do Planalto Médio e na Depressão Central (Figura 19A).

Na correlação simultânea do mês de julho para a região R2, o Oceano Atlântico contribuiu muito pouco com preditores, percebendo-se alguns valores significativos na costa da Argentina, os demais estão todos no Oceano Pacífico, próximo à costa do Chile, mas com igual valor ao do Oceano Pacífico que é de 0,27. No modelo prognóstico da temperatura máxima do mês de julho, para esta região, os preditores, da mesma forma que na região R1, foram obtidos da TSM do mês de maio, no Oceano Pacífico central com núcleo de isolinas de correlação de 0,27 entre as latitudes 25° e 35°, entre as latitudes 5° e 20° (Figura 38C).

A Figura 39 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R3 do mês de julho com TSM de julho (39A), junho (39B), maio (39C) e abril (39D). A região R3 localiza-se no Planalto Superior, Região das Grandes Lagoas e parte da Campanha (Figura 19A).

Analisando a correlação simultânea do mês de julho para a região R3, verifica-se também uma pouca contribuição do Oceano Atlântico em relação a

preditores informativos, com exceção de, uma pequena área na costa do Rio grande do Sul e Uruguai. Isolinhas de correlação significativas são melhores definidas no Pacífico Sul, com núcleo de 0,37 próximo à costa do Chile. No modelo prognóstico da temperatura máxima para o mês de julho desta região, os preditores, da mesma forma que na R2, foram obtidos do Oceano Pacífico equatorial central, entre as latitudes de 5° e 20°. Apesar de ter um valor significativo de 0,27, fica abaixo dos valores de outros núcleos usados como regiões predictoras no modelo prognóstico (Figura 39C).

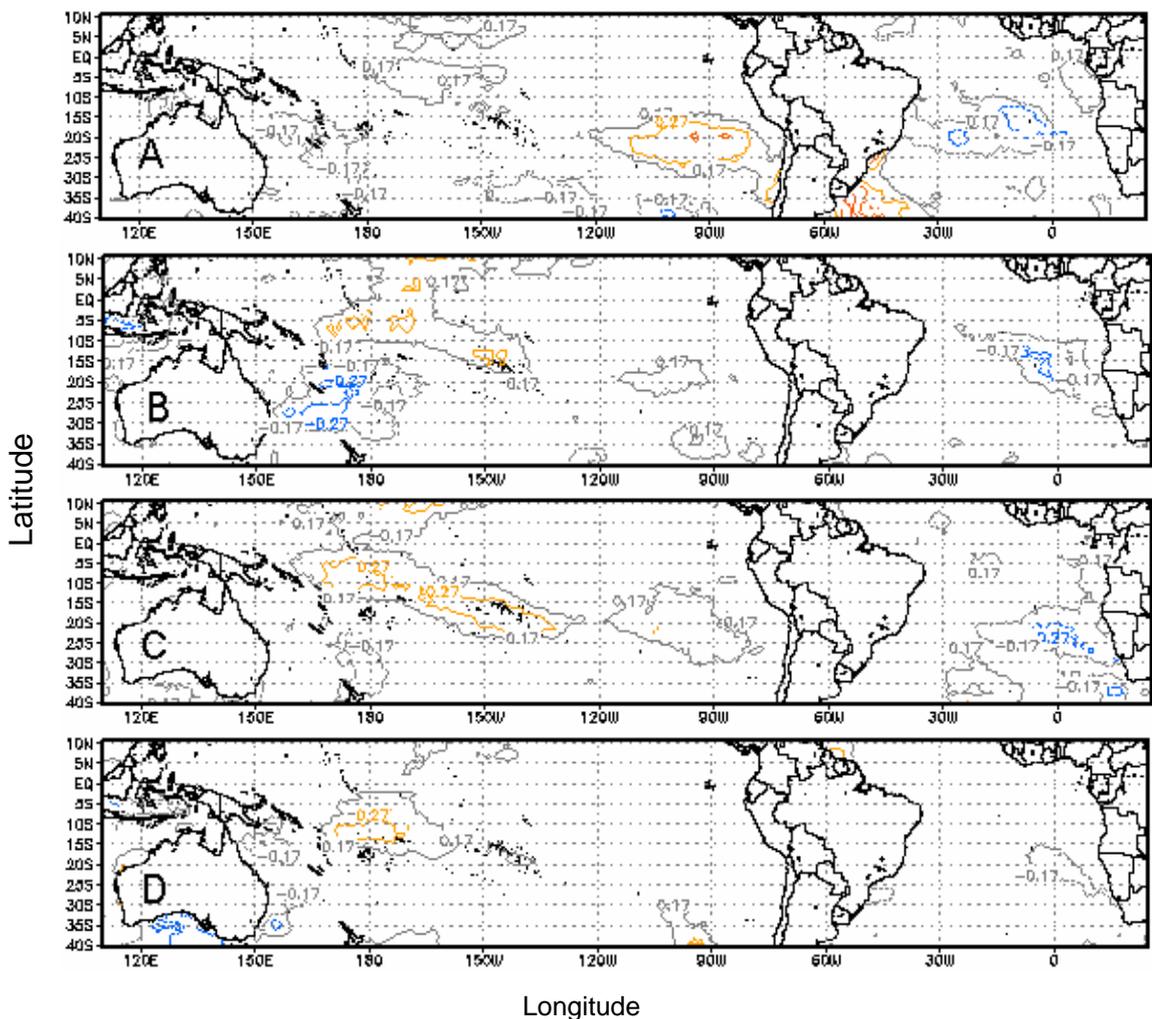


FIGURA 38. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de julho da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (38A), junho (38B), maio (38C) e abril (38D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

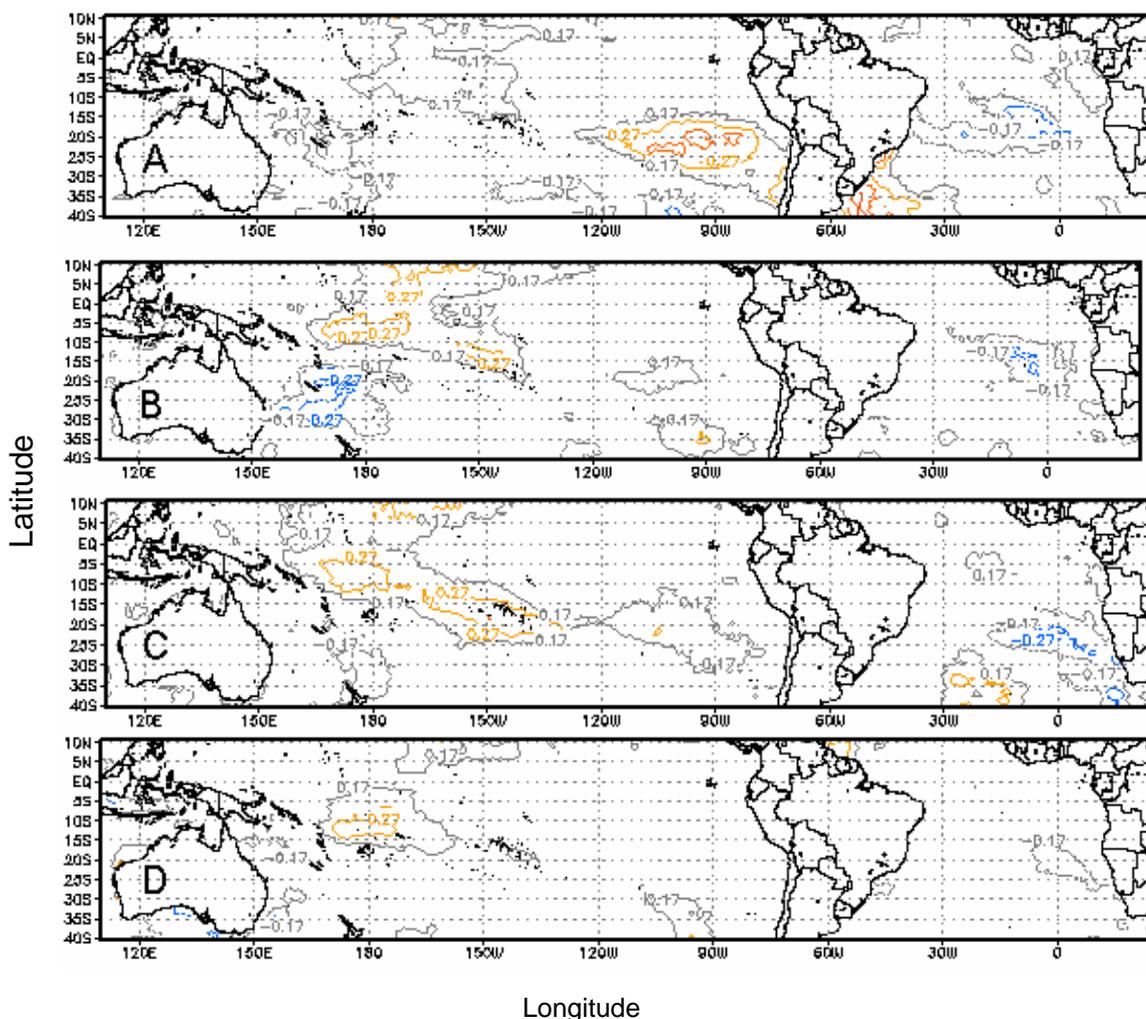


FIGURA 39. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de julho da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (39A), junho (39B), maio (39C) e abril (39D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 40 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R4 do mês de julho com TSM de julho (40A), junho (40B), maio (40C) e abril (40D). A região R4, localiza-se na Serra do Nordeste, Serra do Sudeste e Extremo Sul do Estado (Figura 19A).

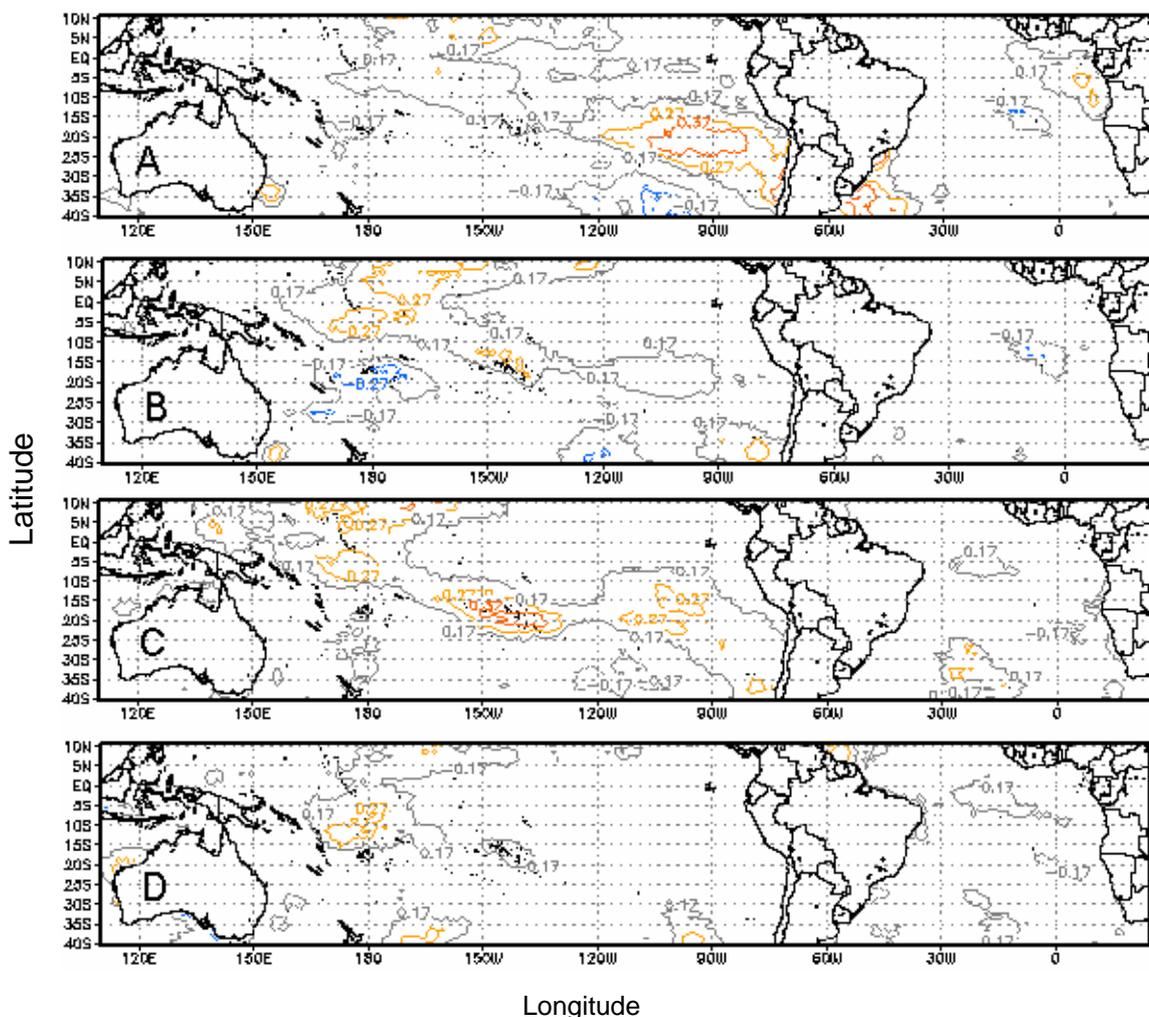


FIGURA 40. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das máximas do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (40A), junho (40B), maio (40C) e abril (40D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de julho para a região R4, o Oceano Atlântico contribui muito pouco com preditores, percebe-se alguns valores significativos no sul na costa da Argentina. Os demais, estão todos no oceano Pacífico notando-se uma melhor definição da isolinha de 0,37. Em um prognóstico de temperatura máxima para esta região, os preditores, da mesma forma que na região R3, foram obtidos da TSM do mês de maio, no Oceano Pacífico central, entre as latitudes 15° e 20° (Figura 40C).

Com relação ao mês central da primavera, a Figura 41 mostra as isolinhas do coeficiente de correlação da temperatura máxima da região

homogênea R1 do mês de outubro com TSM de outubro (41A), setembro (41B), agosto (41C) e julho (41D). A região R1 localiza-se no noroeste do Estado desde o Alto Vale do Uruguai até o Médio Vale do Uruguai (Figura 20A).

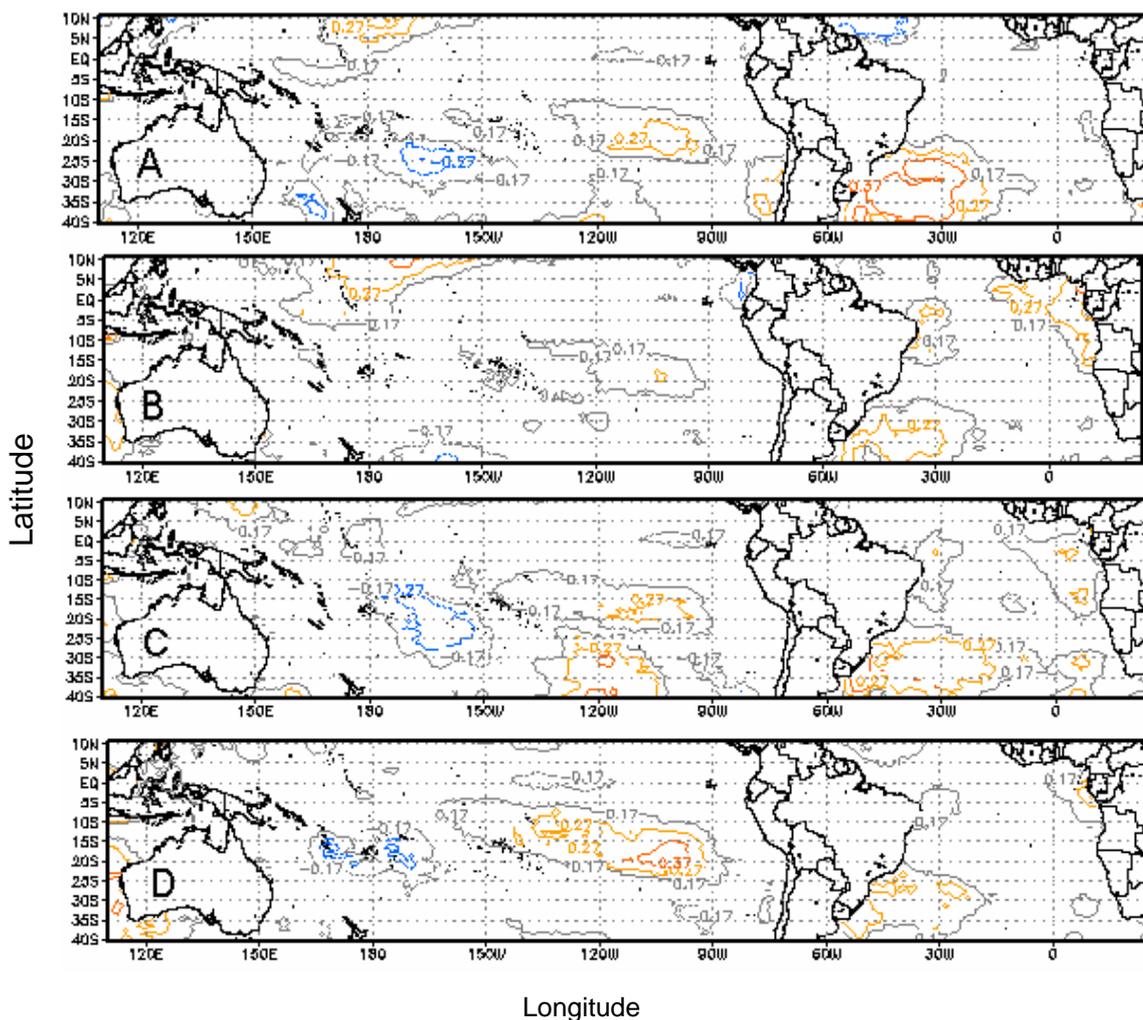


FIGURA 41. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de outubro da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (41A), setembro (41B), agosto (41C) e julho (41D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Analisando a correlação simultânea do mês de outubro para a região R1, verifica-se isolinhas de 0,37 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 20° e 35°Sul. Para o prognóstico da temperatura máxima para de outubro desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico central, entre as latitudes 15° e 35° Sul e Oceano Atlântico entre 20° e 30° Sul. (Figura 41C).

A Figura 42 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R2 para o mês de outubro com TSM de outubro (42A), setembro (42B), agosto (42C) e julho (42D). A região R2 localiza-se na Depressão Central e parte da Campanha (Figura 20A).

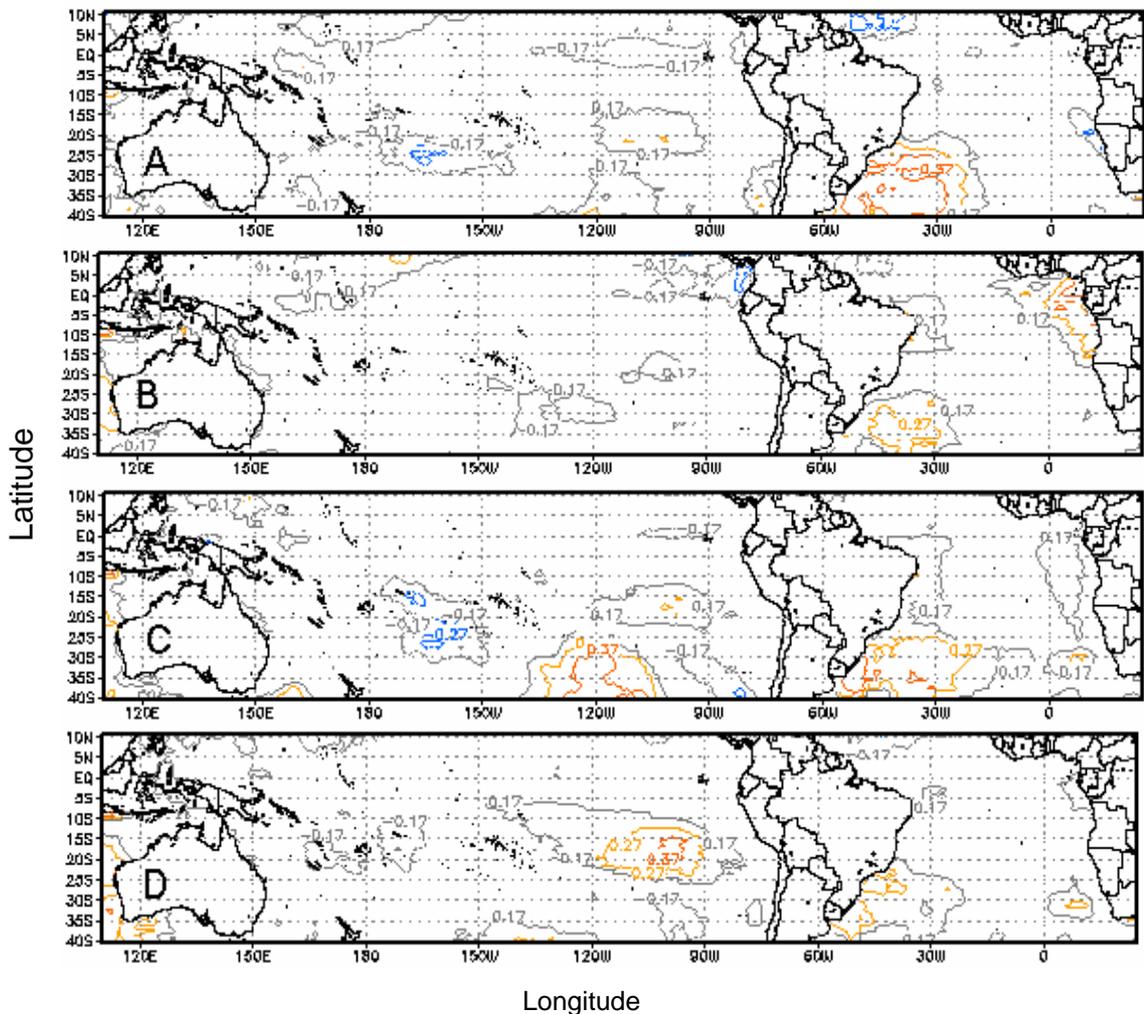


FIGURA 42. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de outubro da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (42A), setembro (42B), agosto (42C) e julho (42D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de outubro para a região R2, verifica-se isolinhas de 0,37 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 20° e 35° Sul. Para o prognóstico da temperatura máxima para o mês de outubro desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico, entre as latitudes 20° e 35° Sul e Oceano Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 42C).

A Figura 43 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R3 para o mês de outubro com TSM de outubro (43A), setembro (43B), agosto (43C) e julho (43D). A região R3, localiza-se no Planalto Médio, parte do Planalto Superior e parte da Campanha (Figura 20A).

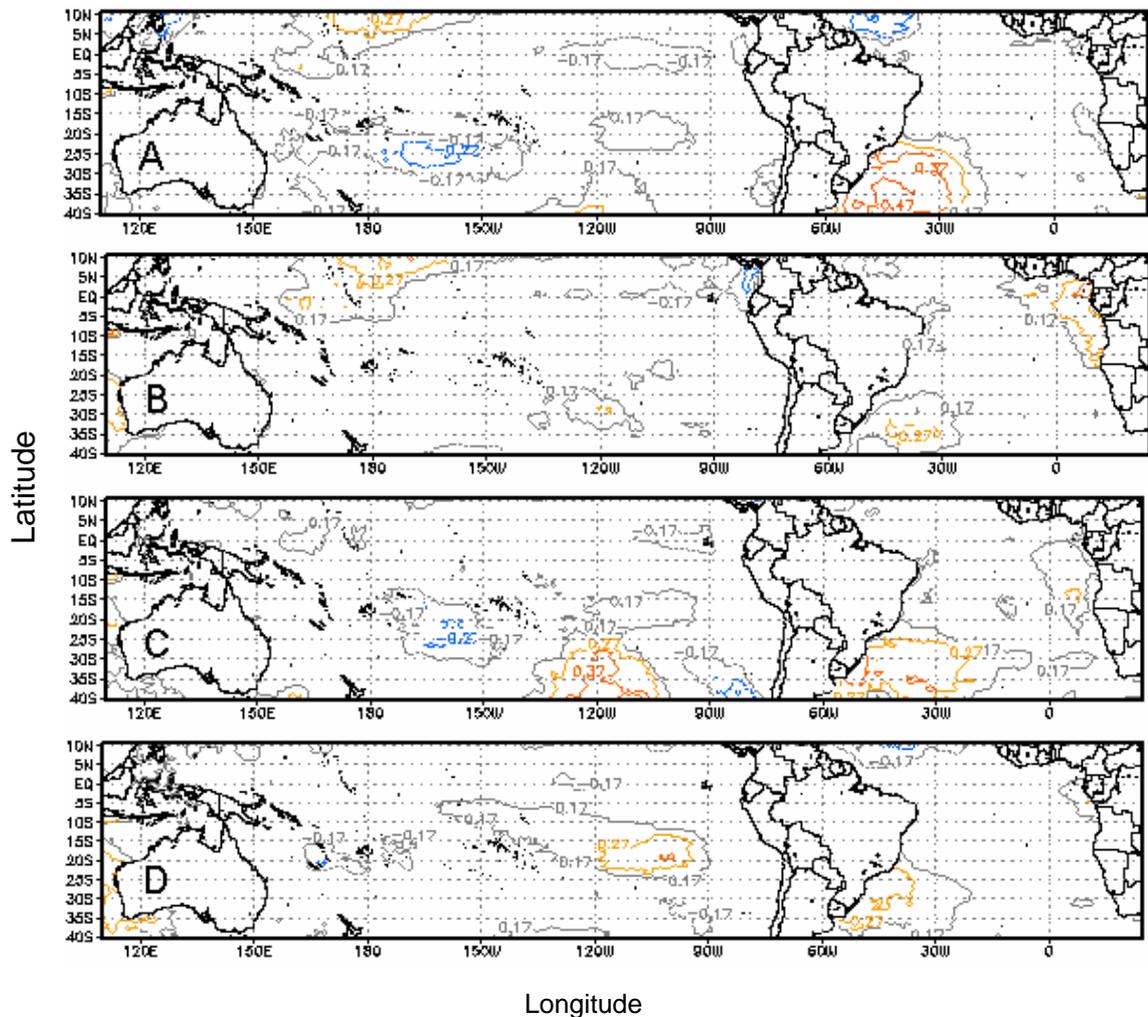


FIGURA 43. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de outubro da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (43A), setembro (43B), agosto (43C) e julho (43D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A correlação simultânea do mês de outubro para a região R3, apresenta um aumento do coeficiente de correlação expresso nas isolinhas, em relação a R2, que passa de 0,37 para 0,47 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 30° e 40°Sul. Para o prognóstico da temperatura máxima para o mês de

outubro desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico, entre as latitudes 30° e 40° Sul e Oceano Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 43C).

Finalizando a análise da temperatura máxima, a Figura 44 apresenta as isolinhas de correlação da região R4 para o mês de outubro, com TSM de outubro (44A), setembro (44B), agosto (44C) e julho (44D). A região R4, localiza-se na Serra do Nordeste, serra do Sudeste e extremo Sul do Estado (Figura 20A).

A correlação simultânea do mês de outubro para a região R4, apresenta uma configuração semelhante a R3, com correlação de 0,47 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 30° e 40° Sul. Para o prognóstico da temperatura máxima de outubro para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico central, entre as latitudes 30° e 40° Sul e Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 44C).

Numa análise sobre a localização dos preditores informativos para previsão climática da temperatura máxima para os meses centrais das estações do ano, notou-se que no modelo diagnóstico, onde foram analisadas as correlações simultâneas entre a média das temperaturas máximas das regiões homogêneas e TSM, estas foram quase sempre superiores às correlações defasadas no tempo; embora não contribuam no processo preditivo, essas correlações dão indicativos da interação oceano-atmosfera e da relação entre as variáveis estudadas.

Nas correlações defasadas no tempo, as temperaturas máximas do mês de abril, de todas as regiões, apresentaram correlações significativas abrangendo áreas oceânicas bem maiores do que nos outros meses, significando mais preditores no modelo prognóstico para este mês. Acredita-se ser o tempo de resposta entre o aquecimento das águas dos oceanos em relação à temperatura

do continente a explicação para tal número de preditores. O mês de julho teve as menores áreas oceânicas com preditores informativos; neste mês também verificou-se os maiores valores dos desvios padrões de todas as regiões homogêneas, expressando uma variabilidade maior nos dados da temperatura máxima. Verificou-se também, correlações negativas para todas as regiões homogêneas do Estado no mês de janeiro diferentemente dos demais.

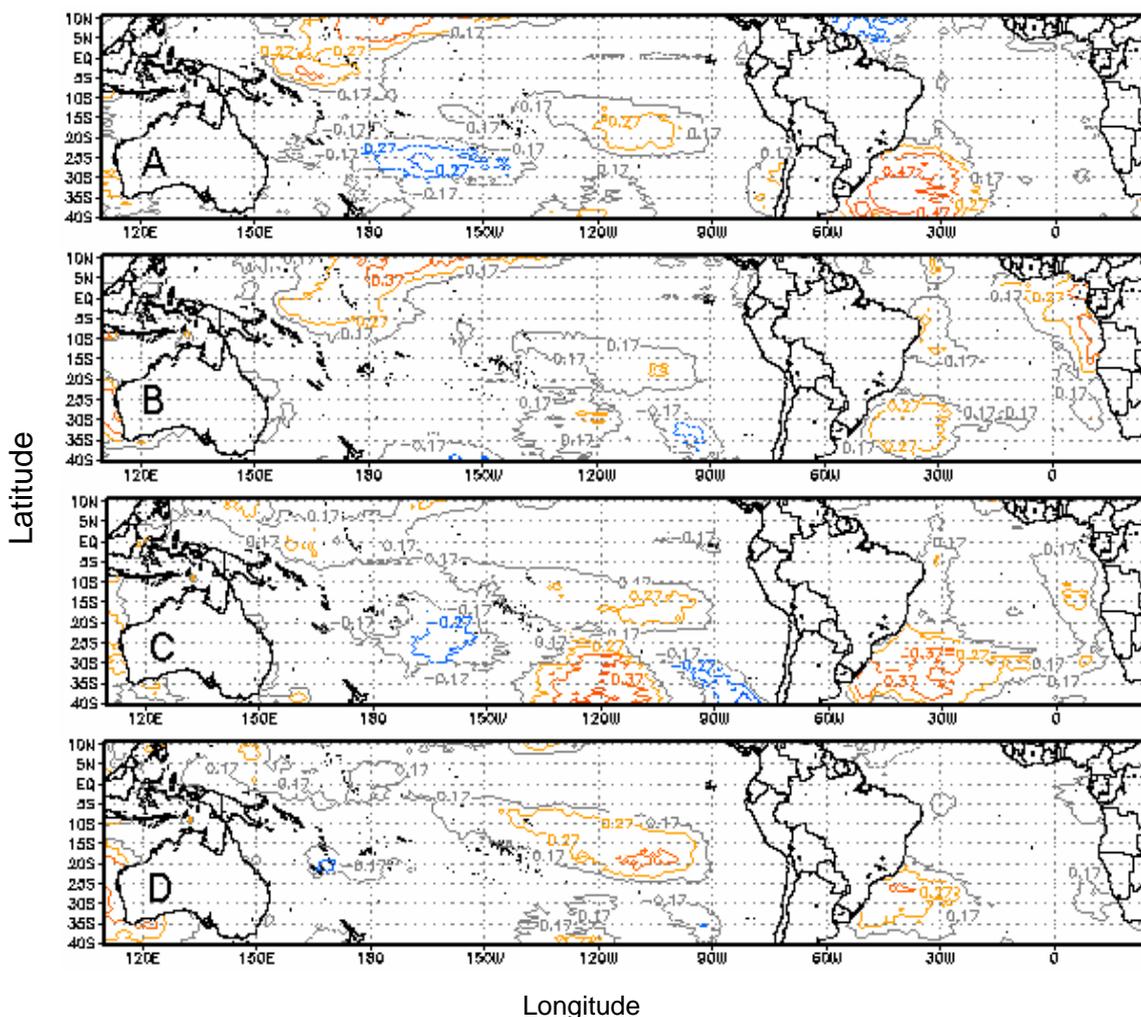


FIGURA 44. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **máximas** do mês de outubro da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (44A), setembro (44B), agosto (44C) e julho (44D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Semelhante à temperatura máxima, a determinação e localização dos preditores informativos da temperatura mínima foi feito identificando setores dos oceanos com sinais significativos de correlação entre as temperaturas médias

mínimas das 4 regiões homogêneas do Estado e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico.

A Figura 45 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R1 do mês de janeiro com TSM de janeiro (45A), dezembro (45B), novembro (45C) e outubro (45D). A região R1 localiza-se no oeste do Estado desde o Médio Vale do Uruguai até o Baixo Vale do Uruguai e Litoral Norte (Figura 17B).

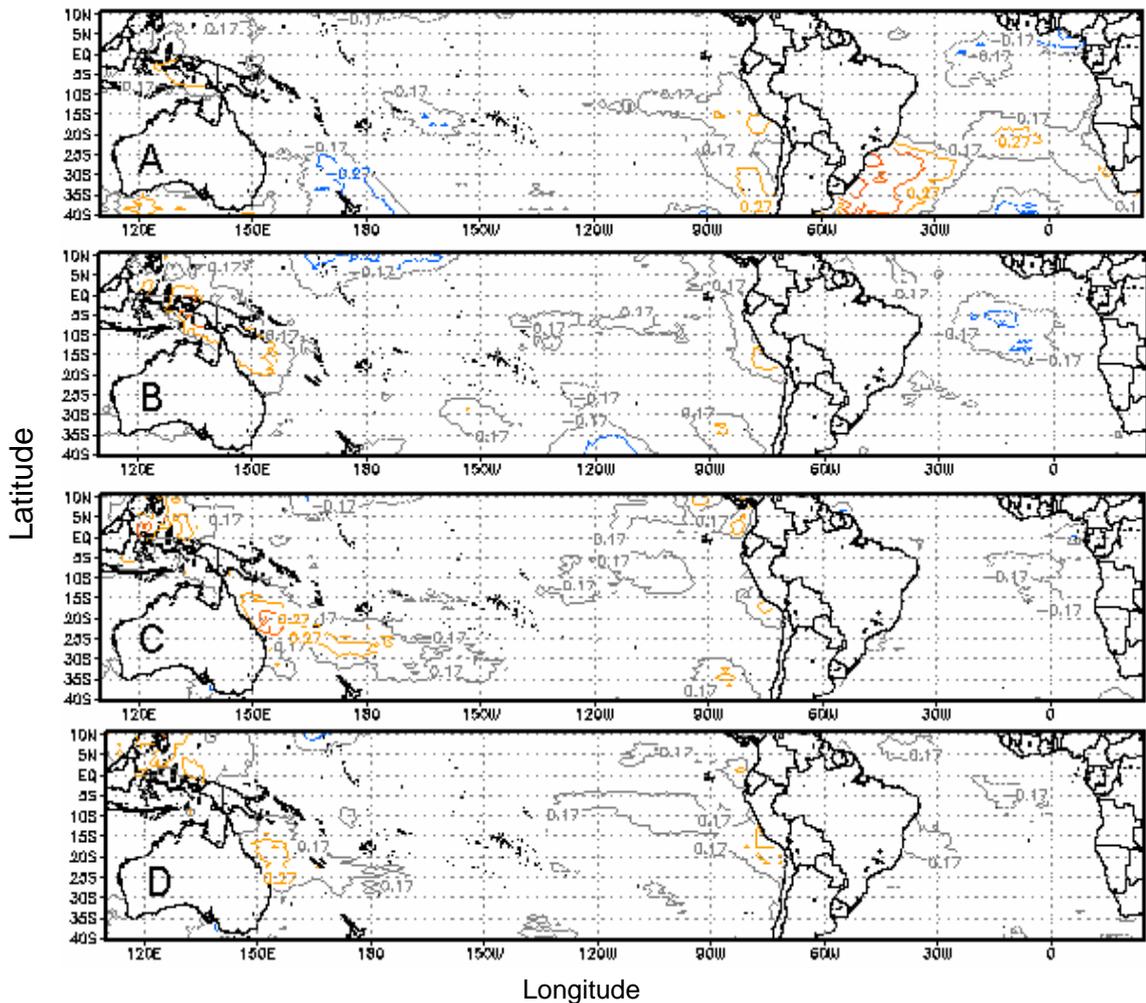


FIGURA 45. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínima** do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (45A), dezembro (45B), novembro (45C) e outubro (45D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

As figuras das correlações com defasagem temporal maior que 3 meses, não só de R1 mas de todas as outras regiões, estão apresentadas nos Apêndice de números 25 a 40.

Analisando os setores de preditores informativos de TSM para a temperatura mínima da região R1, verifica-se na correlação simultânea, conforme (Figura 45A), que existe uma contribuição apenas do Oceano Atlântico na temperatura mínima, com uma correlação de 0,37. Já com relação ao modelo prognóstico, para o mês de janeiro, os melhores preditores estão na TSM de novembro na costa leste da Austrália entre 15° e 25° sul no Oceano Pacífico (Figura 45C).

A Figura 46 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R2 do mês de janeiro com TSM de janeiro (46A), dezembro (46B), novembro (46C) e outubro (46D). A região R2 localiza-se desde o Alto Vale do Uruguai, no noroeste do Estado, passado pela Depressão Central até parte da Campanha fronteira com o Uruguai (Figura 17B).

Para a região homogênea R2, a correlação simultânea de janeiro da temperatura mínima com janeiro de TSM, mostra valores significativos tanto no Oceano Atlântico quanto no Pacífico. A correlação com o Atlântico chega a valores de 0,47. No Oceano Pacífico, verificou-se setores de correlação significativa de 0,37, na região do Niño 1+2, próximo à costa do Peru. No modelo prognóstico de temperatura mínima para o mês de janeiro, da região R2, os preditores foram obtidos dos Oceanos Atlântico e Pacífico, no mês de outubro. No Oceano Atlântico, próximo ao litoral sudeste entre 15° e 25° e no Oceano Pacífico, na costa do Peru na região do Niño 1+2 entre as latitudes 5° e 10° Sul (Figura 46D).

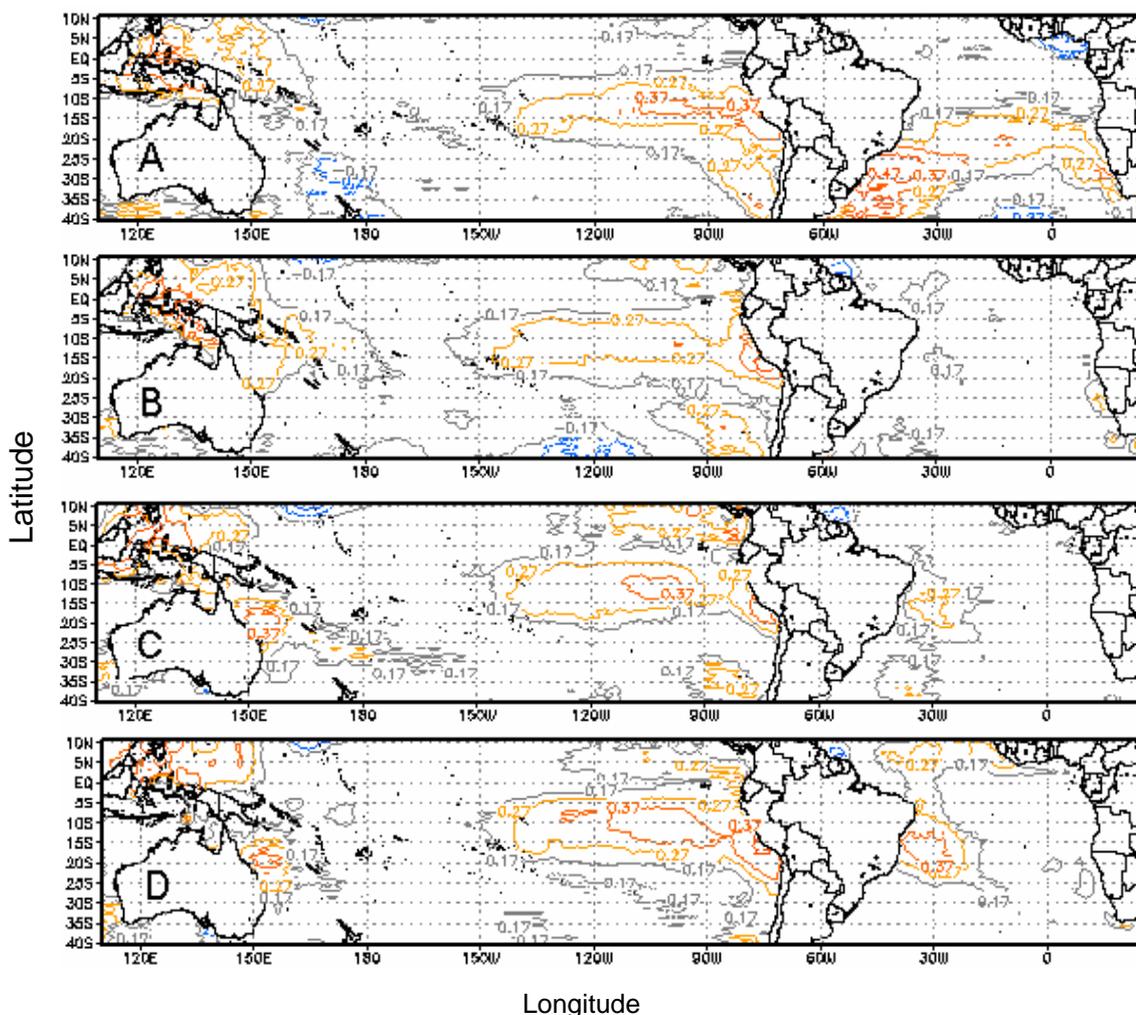


FIGURA 46. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de janeiro da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (46A), dezembro (46B), novembro (46C) e outubro (46D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 47 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R3 do mês de janeiro com TSM de janeiro (47A), dezembro (47B), novembro (47C) e outubro (47D). A região R3 localiza-se no Planalto Médio e Serra do Sudeste (Figura 17B).

Para a região homogênea R3, a correlação simultânea de janeiro da temperatura mínima com janeiro de TSM, apresentou valores significativos quase que só no Oceano Atlântico com valor de 0,37. Para o prognóstico da temperatura mínima de janeiro, da região R3, os preditores foram obtidos tanto do Oceano

Atlântico, quanto do Pacífico, no mês de outubro, entre as latitudes 15° e 20° no Atlântico e entre 10° e 20° no Pacífico leste (Figura 47D).

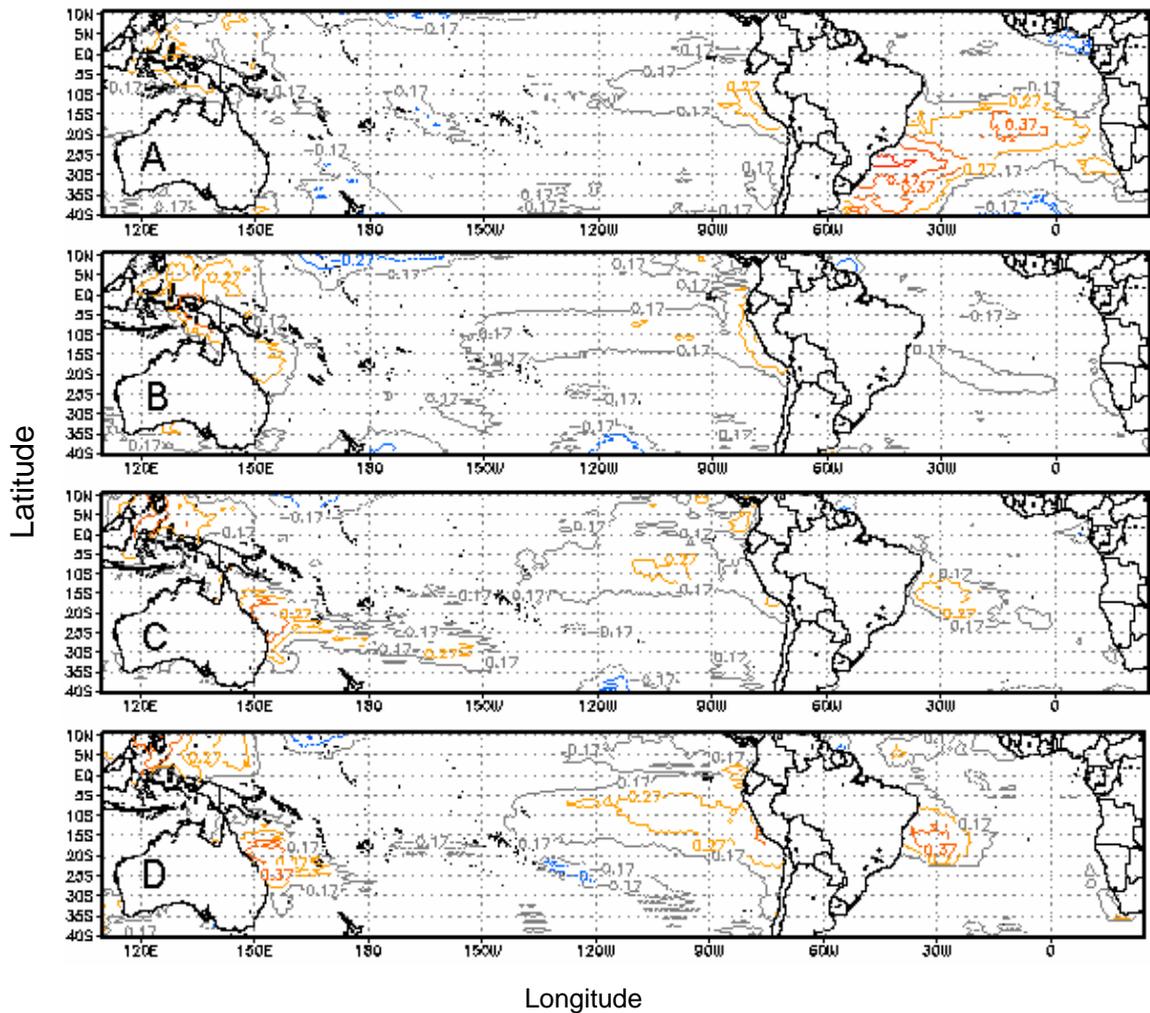


FIGURA 47. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de janeiro da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (47A), dezembro (47B), novembro (47C) e outubro (47D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Com relação à região R4, a Figura 48 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima do mês de janeiro com TSM de janeiro (48A), dezembro (48B), novembro (48C) e outubro (48D). A região R4 localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 17B).

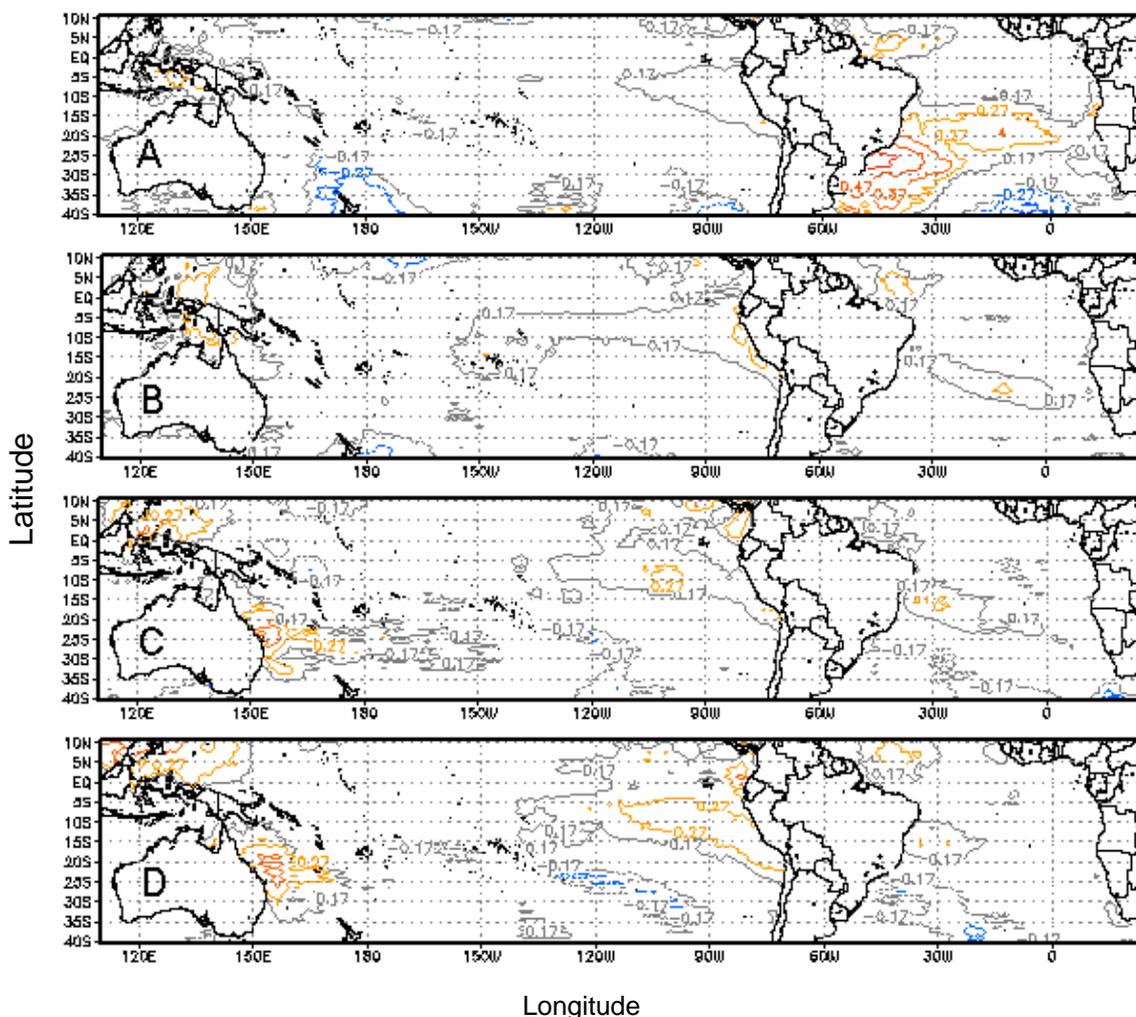


FIGURA 48. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de janeiro da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de janeiro (48A), dezembro (48B), novembro (48C) e outubro (48D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de janeiro para a região R4, verificou-se uma pouca contribuição do Oceano Pacífico, concentrando-se praticamente em toda costa Sul do Oceano Atlântico com uma correlação máxima de 0,47. No modelo prognóstico da temperatura mínima de janeiro, para esta região, os preditores foram obtidos do mês de outubro, no Oceano Pacífico, na costa leste da Austrália entre as latitudes 15° e 25° e no Atlântico e entre 10° e 20° na costa do Peru (Figura 48D).

Para o mês central do outono, a Figura 49 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R1 do

mês de abril com a TSM de abril (49A), março (49B), fevereiro (49C) e janeiro (49D).

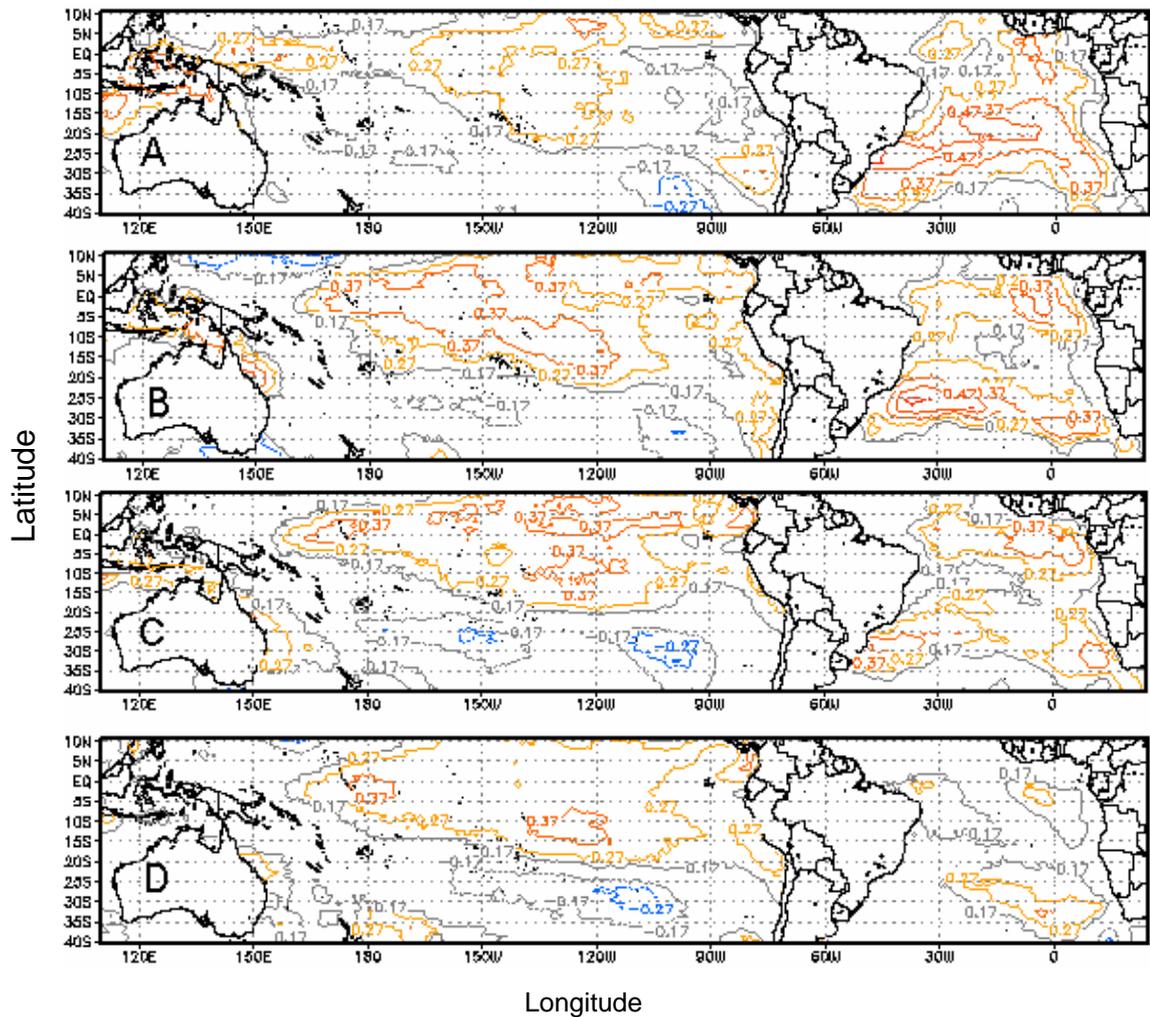


FIGURA 49. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de abril da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (48A), março (48B), fevereiro (48C) e janeiro (48D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A região R1 localiza-se no oeste do Estado no Baixo Vale do Uruguai, parte da Companhia, leste da Depressão Central e Litoral Norte (Figura 18B).

Na correlação simultânea do mês de abril para a região R1, verifica-se valores positivos de 0,47 no Oceano Atlântico central e na costa do sudeste do Brasil. No prognóstico da temperatura máxima para abril, desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de fevereiro, tanto do Oceano Atlântico

quanto do Pacífico, entre as latitudes de 20° e 30° no Atlântico e no Pacífico central (Figura 49C).

A Figura 50 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R2 do mês de abril com TSM de abril (50A), março (50B), fevereiro (50C) e janeiro (50D). A região R2 localiza-se desde Alto Vale do Uruguai, passando pela depressão central até a Companhia e Região das Grandes Lagoas (Figura 18B).

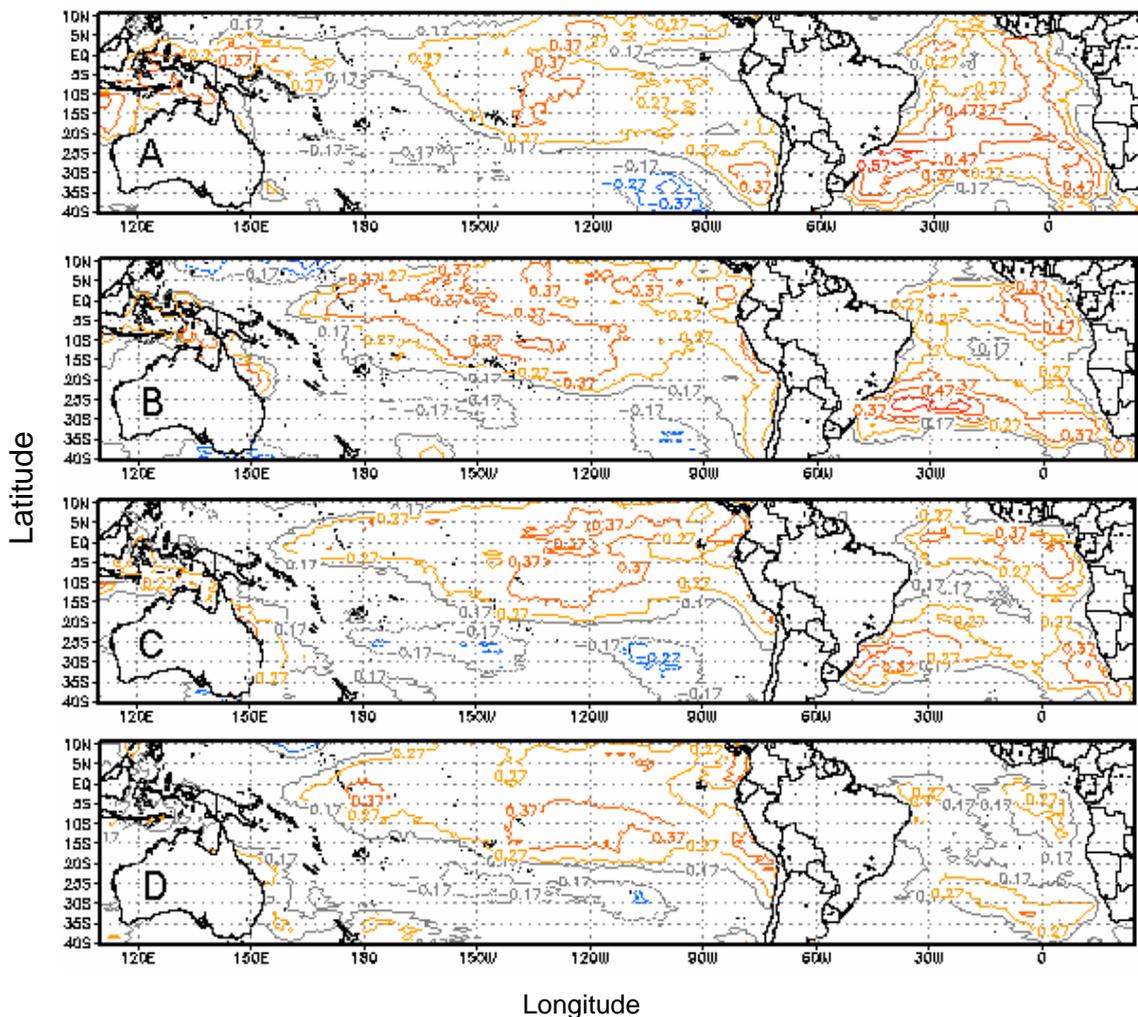


FIGURA 50. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de abril da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (50A), março (50B), fevereiro (50C) e janeiro (50D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Verifica-se, pela correlação simultânea do mês de abril para a região R2, um sinal forte na correlação atingindo valores de 0,57 no Oceano Atlântico

mais precisamente na costa do Rio Grande do Sul e Uruguai. Para prognóstico da temperatura mínima de abril, para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de março do Oceano Atlântico e do Pacífico, entre as latitudes 20° e 35° no Atlântico e no Pacífico Equatorial, abrangendo boa parte da região dos Niños 3 e 3.4 (Figura 50B).

A Figura 51 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R3 do mês de abril com TSM de abril (51A), março (51B), fevereiro (51C) e janeiro (51D). A região R3 localiza-se no Planalto Médio e parte do Planalto Superior (Figura 18B).

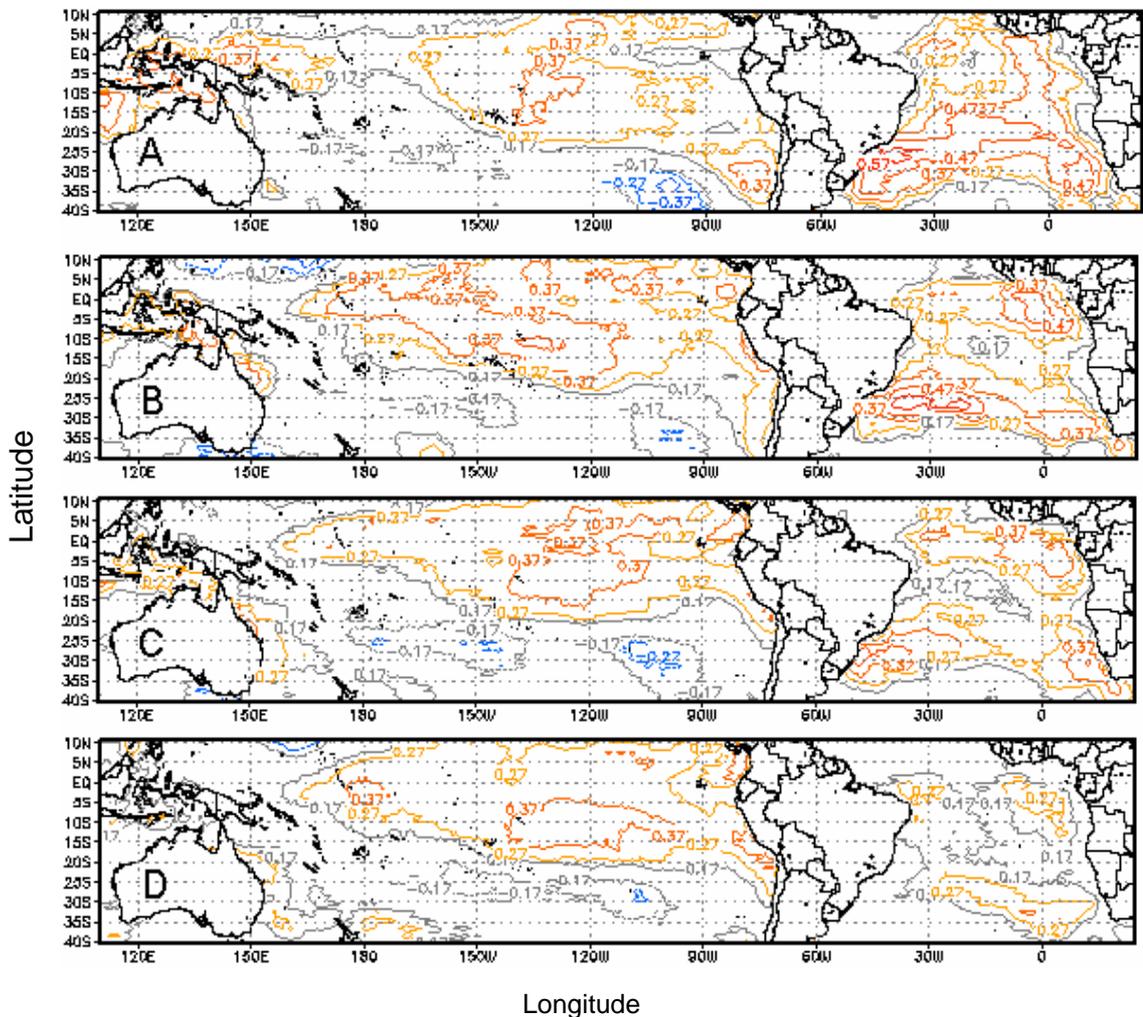


FIGURA 51. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de abril da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (51A), março (51B), fevereiro (51C) e janeiro (51D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A correlação simultânea do mês de abril para a região R3, segue uma configuração parecida a de R2 só que com valores maiores de correlação, chegando a 0,47 no Oceano Atlântico mais precisamente na costa da Região Sudeste e do Rio Grande do Sul. Para o prognóstico da temperatura mínima de abril, para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de março, tanto do Oceano Atlântico, quanto do Pacífico, entre as latitudes de 20° e 30° no Atlântico Sul e no Atlântico equatorial próximo à costa da África. No Oceano Pacífico, os preditores localizaram-se nas regiões dos Niños 3 e 3.4 (Figura 51B).

A Figura 52 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura máxima da região homogênea R4 do mês de abril com TSM de abril (52A), março (52B), fevereiro (52C) e janeiro (52D). A região R4 localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 18B).

A correlação simultânea para a região R4 mostra correlações em praticamente todo o Oceano Atlântico chegando, em alguns locais, a 0,47 e em grande parte do Oceano Pacífico. Para o prognóstico da temperatura mínima de abril, para esta região, os preditores foram obtidos, igualmente a R2, da TSM do mês de março, tanto do Oceano Atlântico, quanto do Pacífico, entre as latitudes de 20° e 30° no Atlântico Sul e no Atlântico equatorial próximo à costa da África. No Oceano Pacífico, os preditores localizaram-se nas regiões dos Niños 3 e 3.4 (Figura 52B).

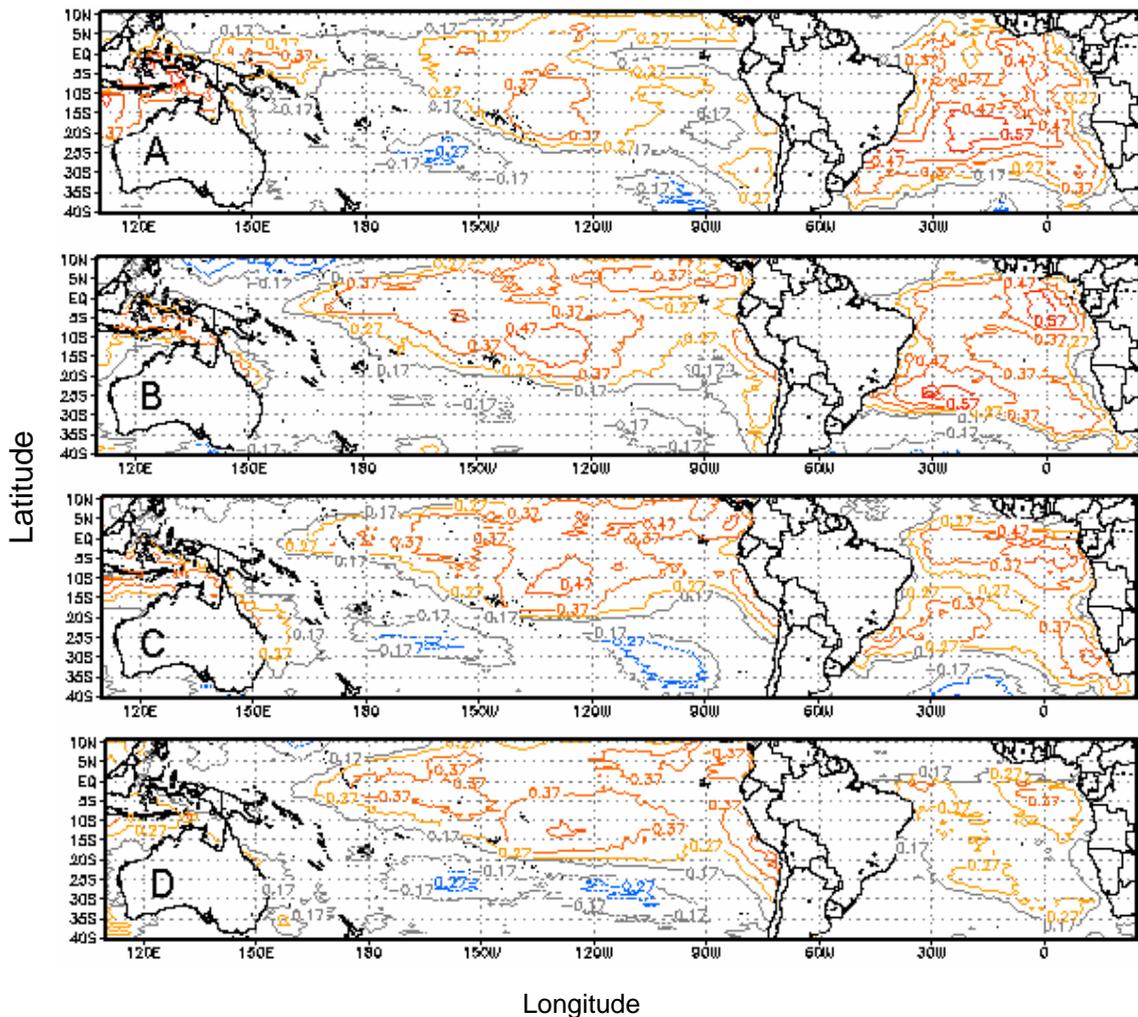


FIGURA 52. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de abril da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de abril (52A), março (52B), fevereiro (52C) e janeiro (52D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Com relação ao mês central do inverno a Figura 53 mostra as isolinhas do coeficiente de correlação da temperatura mínima da região homogênea R1 do mês de julho com TSM de julho (53A), junho (53B), maio (53C) abril (53D). A região R1 localiza-se no noroeste do Estado desde o Médio Vale do Uruguai até o Baixo Vale do Uruguai e Litoral Norte (Figura 19B).

Na correlação simultânea para o mês de julho da região R1, observou-se preditores no Oceano Atlântico Sul na costa do Uruguai e no Oceano Pacífico leste próximo à costa do Chile com 0,37. Para o prognóstico da temperatura

máxima do mês julho desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de maio, no oceano Pacífico central, entre as latitudes 10° e 20° Sul (Figura 53C).

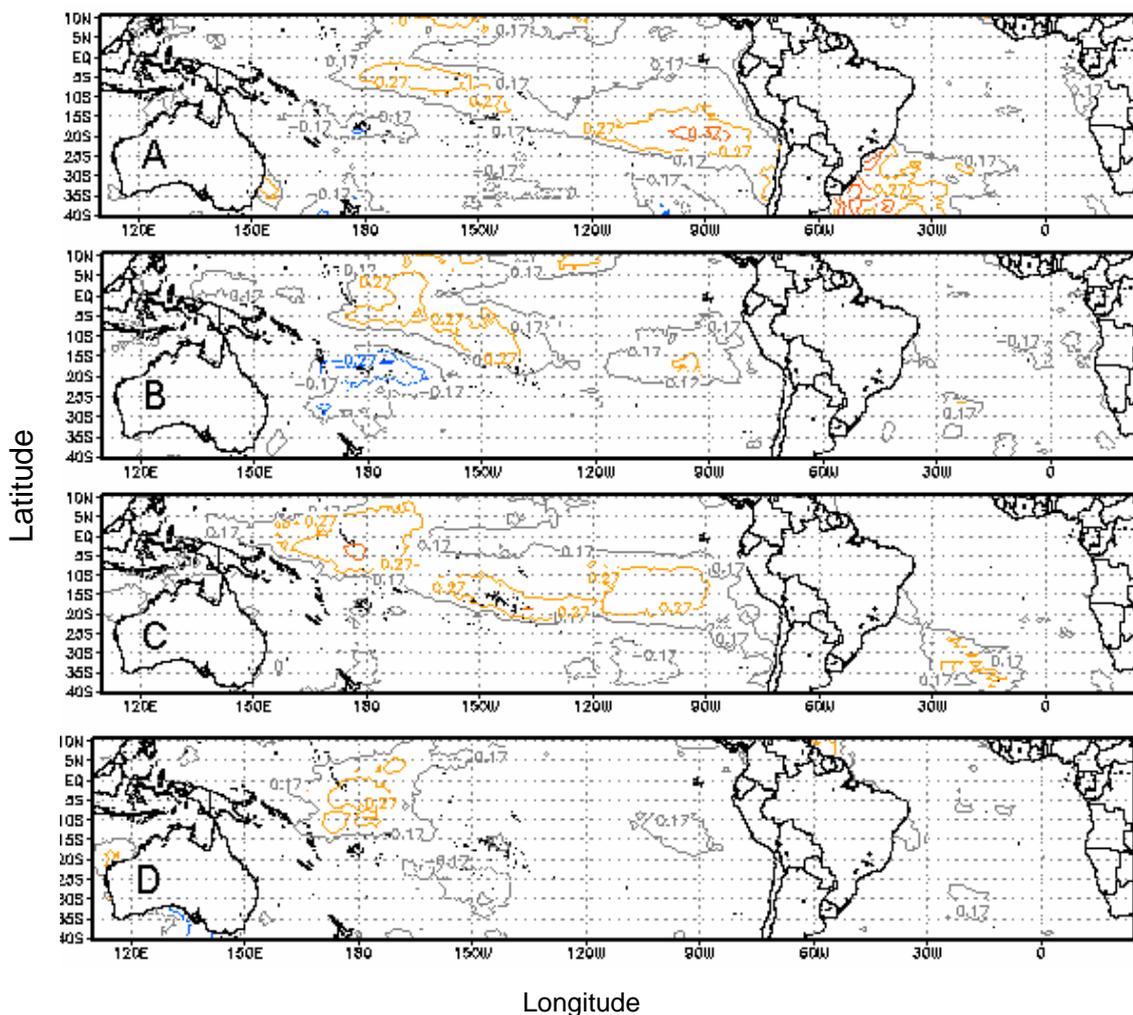


FIGURA 53. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de julho da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (53A), junho (53B), maio (53C) e abril (53D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 54 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R2 do mês de julho com TSM de julho (54A), junho (54B), maio (54C) e abril (54D). A região R2 localiza-se à oeste do Planalto Médio, parte da Campanha e da Depressão Central (Figura 19B).

Na correlação simultânea do mês de julho para a região R2, o Oceano Atlântico e o Pacífico contribuíram com preditores, percebendo-se valores significativos na costa do Rio Grande do Sul e Uruguai, os demais estão no

Oceano Pacífico equatorial e leste. No prognóstico da temperatura mínima de julho, para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de maio, exclusivamente no Oceano Pacífico, entre as latitudes 5° e 20° Sul atingindo parte da região do Niño 4. (Figura 54C).

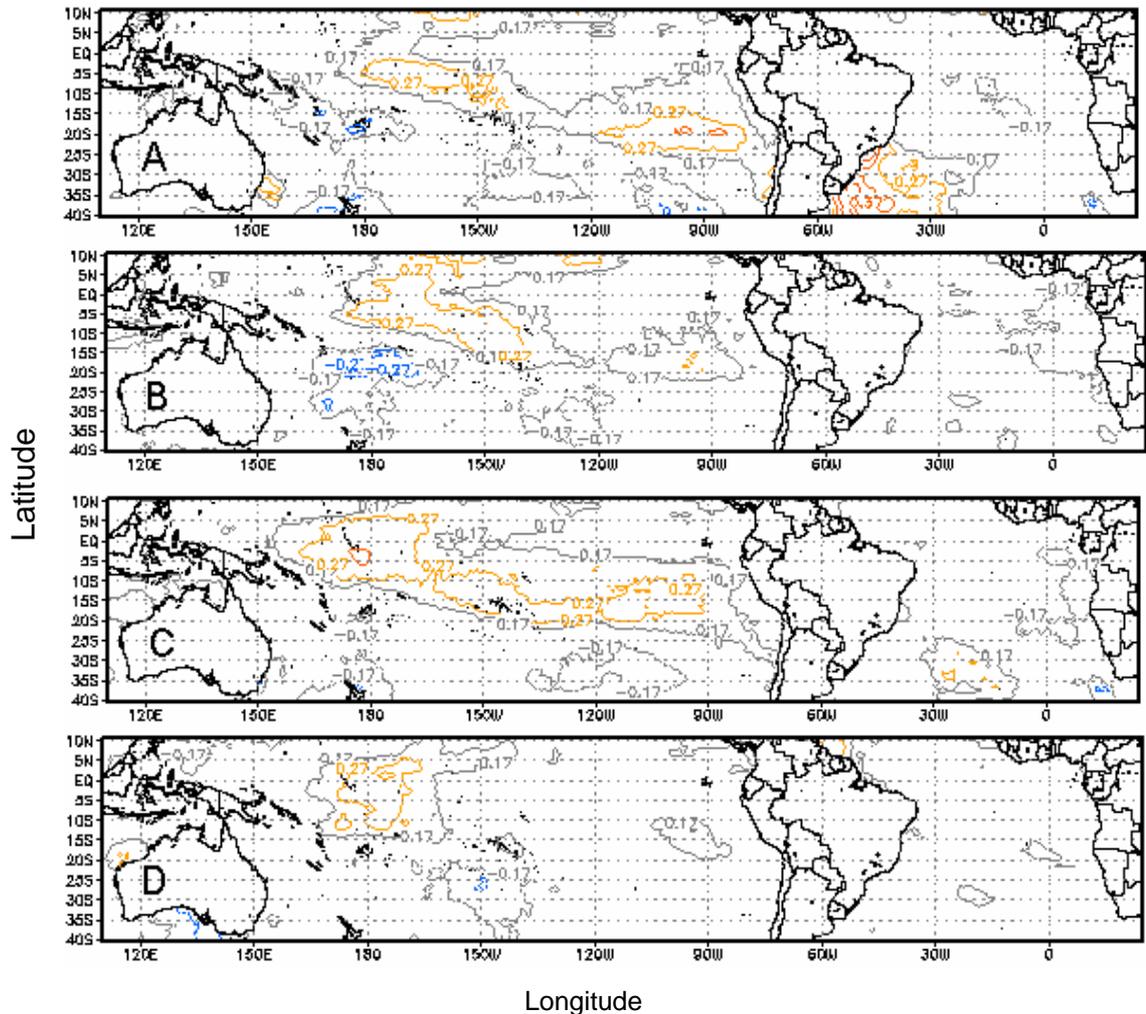


FIGURA 54. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de julho da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (54A), junho (54B), maio (54C) e abril (54D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A Figura 55 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R3 do mês de julho com TSM de julho (55A), junho (55B), maio (55C) e abril (55D). A região R3 localiza-se no Planalto Superior, Serra do Sudeste, Região das Grandes Lagoas e parte da Campanha (Figura 19B).

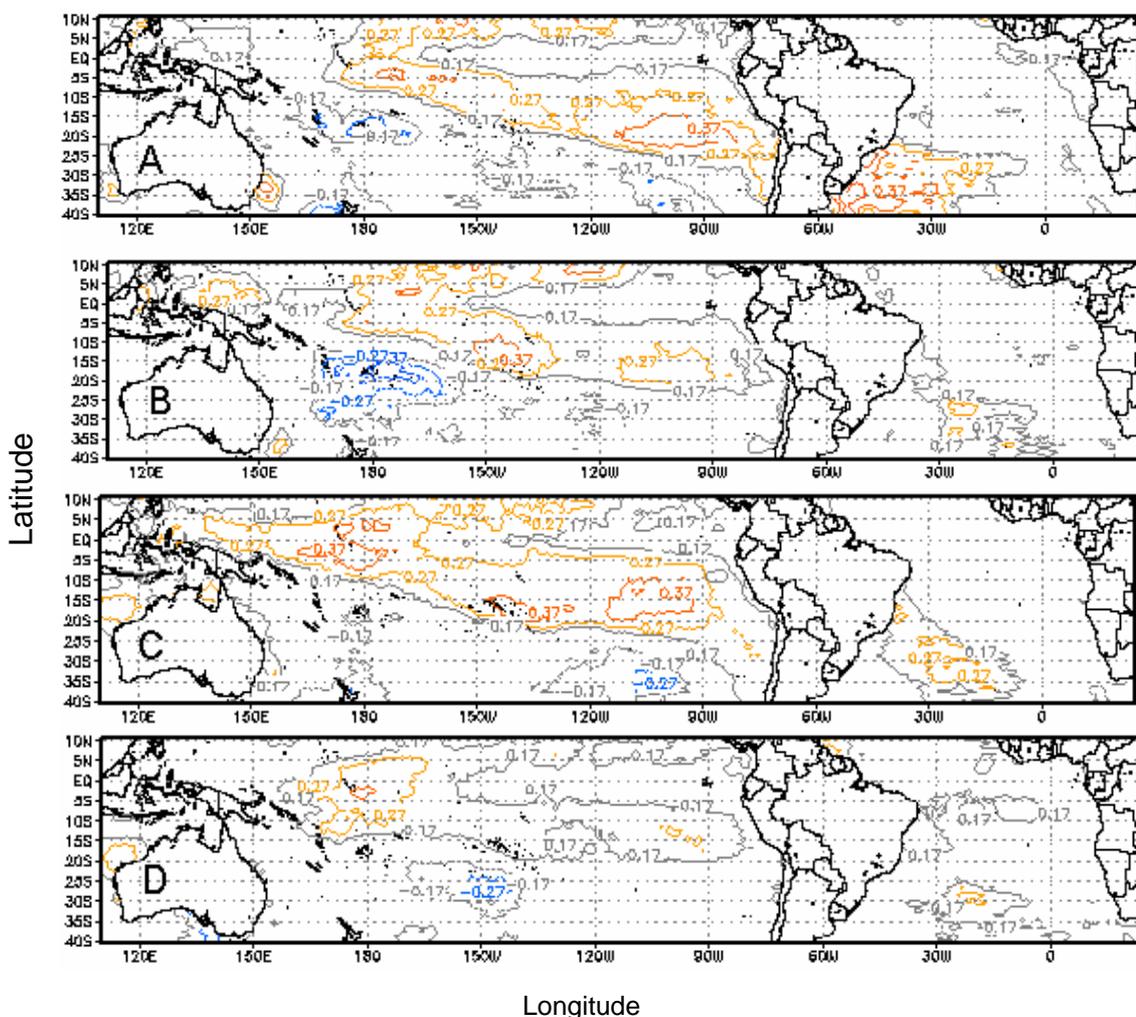


FIGURA 55. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de julho da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (55A), junho (55B), maio (55C) e abril (55D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Analisando a correlação simultânea do mês de julho para a região R3, verificou-se uma configuração parecida a de R2, em relação a preditores informativos, com contribuição dos Oceanos Atlântico e Pacífico, uma pequena área na costa do Rio grande do Sul e Uruguai e no Pacífico Leste próximo à costa do Chile. No modelo prognóstico da temperatura mínima para o mês de julho desta região, os preditores, da mesma forma que na R2, foram obtidos do mês de maio do Oceano Pacífico central, entre as latitudes de 10° e 20° (Figura 55C).

A Figura 56 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R4 do mês de julho com TSM de julho

(56A), junho (56B), maio (56C) e abril (56D). A região R4 localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 19B).

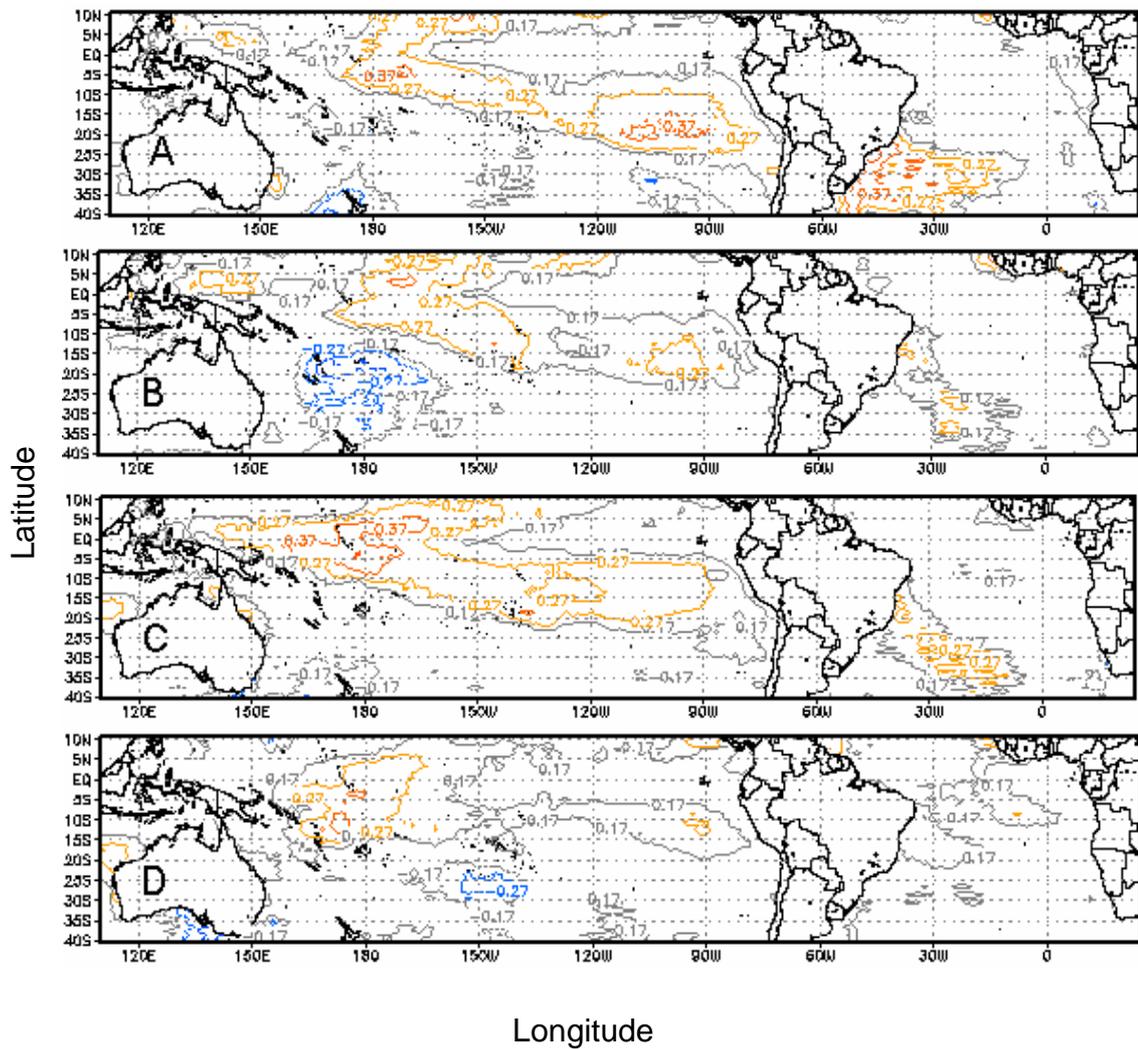


FIGURA 56. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de julho da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de julho (56A), junho (56B), maio (56C) e abril (56D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de julho para a região R4, verificou-se uma configuração semelhante a de R3 com valores significativos de 0,37 de correlação no Oceano Atlântico sul e no Oceano Pacífico equatorial, na região do Niño 4. Em um prognóstico de temperatura máxima para esta região, os preditores, foram obtidos da TSM do mês de maio no Oceano Pacífico central, entre as latitudes 5° Norte e 5° Sul na região do Niño 4 (Figura 56C).

Com relação ao mês central da primavera, a Figura 57 mostra as isolinhas do coeficiente de correlação da temperatura mínima da região homogênea R1 do mês de outubro com TSM de outubro (57A), setembro (57B), agosto (57C) e julho (57D). A região R1, localiza-se no oeste do Estado no baixo Vale do Uruguai e no Litoral Norte (Figura 20B).

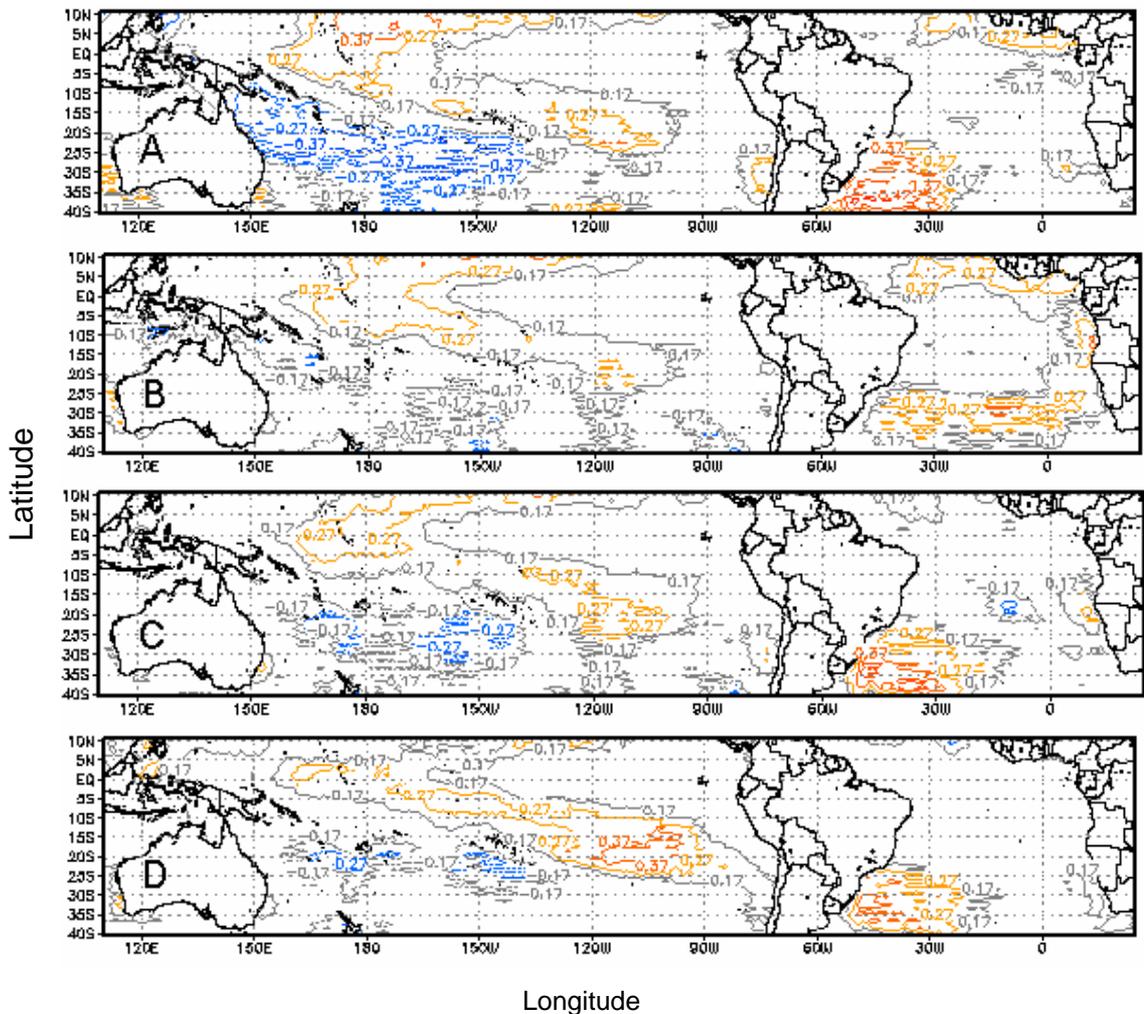


FIGURA 57. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de outubro da região homogênea **R1** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (57A), setembro (57B), agosto (57C) e julho (57D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Analisando a correlação simultânea do mês de outubro para a região R1, verifica-se isolinhas de 0,37 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 20° e 35°Sul e uma área de correlação negativa de -0,37 no litoral norte da Austrália e Indonésia. Para o prognóstico da temperatura mínima de outubro desta região, os

preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Atlântico Sul entre as latitudes de 25° e 40° (Figura 57C).

A Figura 58 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R2 para o mês de outubro com TSM de outubro (58A), setembro (58B), agosto (58C) e julho (58D). A região R2 localiza-se desde o Alto Vale do Uruguaí, no noroeste do Estado, parte da Campanha e Depressão Central (Figura 20B).

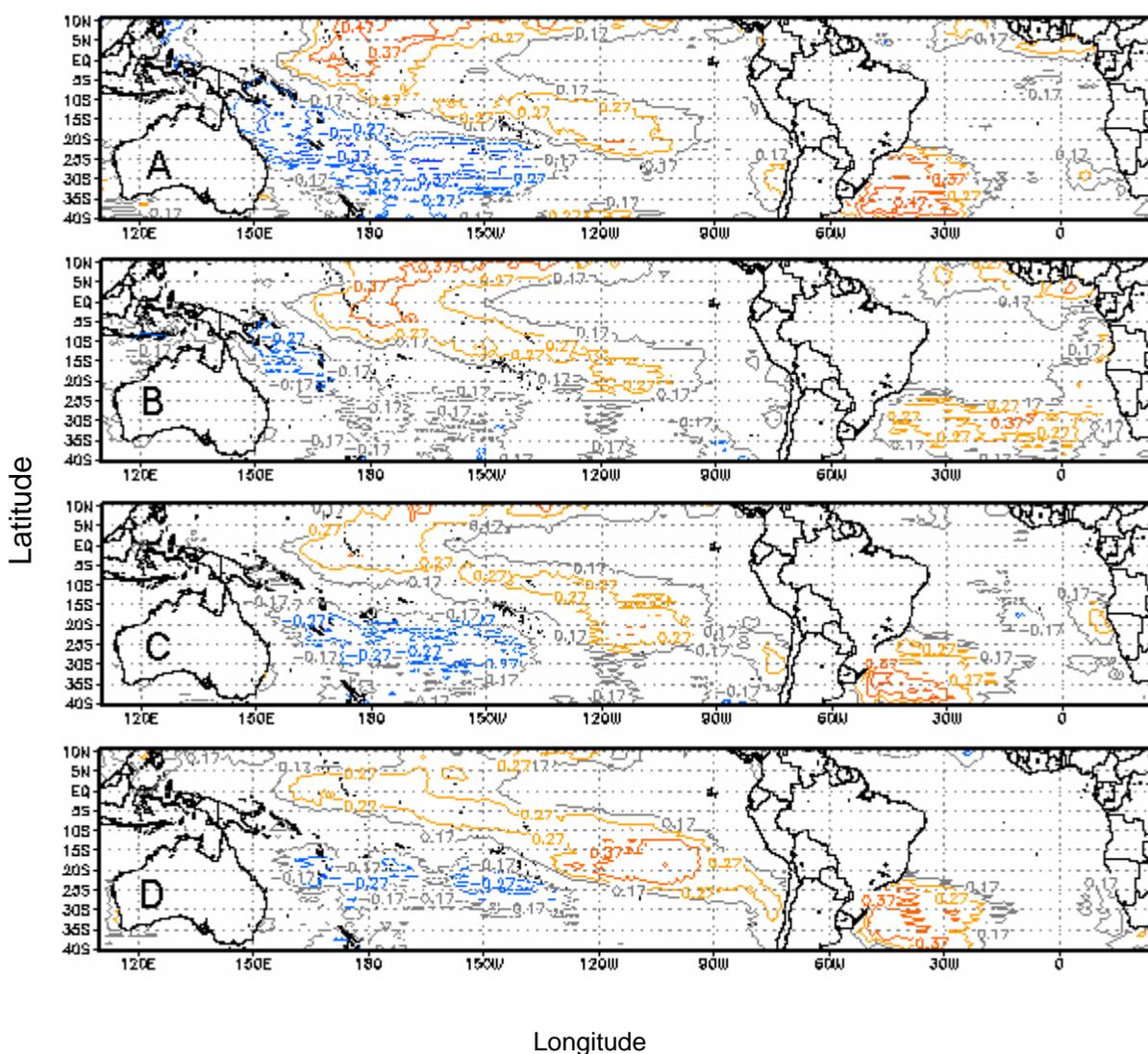


FIGURA 58. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de outubro da região homogênea **R2** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (58A), setembro (58B), agosto (58C) e julho (58D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Na correlação simultânea do mês de outubro para a região R2, verifica-se isolinhas de 0,47 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 20° e 35° Sul e uma correlação negativa, igualmente a de R1, no Oceano Pacífico. Para o prognóstico da temperatura mínima do mês de outubro desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico central e oeste, entre as latitudes de 10° e 30° Sul e Oceano Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 58C).

A Figura 59 mostra as isolinhas dos coeficientes de correlação da temperatura mínima da região homogênea R3 para o mês de outubro com TSM de outubro (59A), setembro (59B), agosto (59C) e julho (59D).

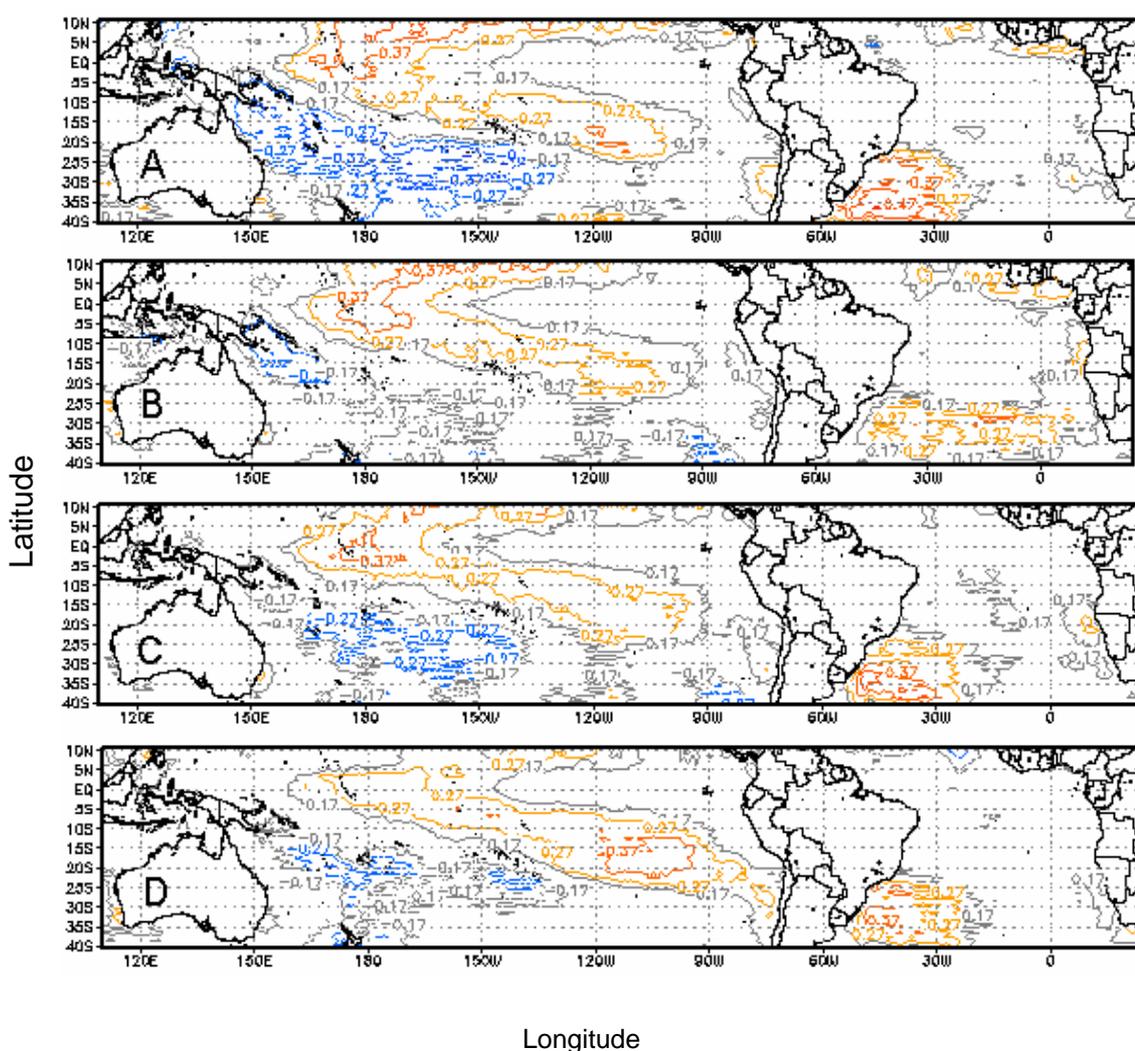


FIGURA 59. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de outubro da região homogênea **R3** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (59A), setembro (59B), agosto (59C) e julho (59D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

A região R3 localiza-se no Planalto Médio, parte do Planalto Superior, parte da Campanha e Serra do Sudeste (Figura 20B).

A correlação simultânea do mês de outubro para a região R3, apresenta uma configuração semelhante a R2, com correlação de 0,47 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 30° e 40°Sul. Para o prognóstico da temperatura mínima do mês de outubro desta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto, no Oceano Pacífico equatorial, na região do Niño 4, entre as latitudes 20° e 35° Sul e no Oceano Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 43C).

Finalizando a análise da temperatura mínima, a Figura 60 apresenta as isolinhas de correlação da região R4 para o mês de outubro, com TSM de outubro (60A), setembro (60B), agosto (60C) e julho (60D). A região R4 localiza-se na Serra do Nordeste (Figura 20B).

A correlação simultânea do mês de outubro para a região R4, apresenta uma configuração semelhante a R3, com correlação de 0,47 no Oceano Atlântico entre as latitudes de 30° e 40° Sul e uma correlação negativa no Oceano Pacífico oeste. Para o prognóstico da temperatura mínima de outubro para esta região, os preditores foram obtidos da TSM do mês de agosto no Oceano Pacífico central, entre as latitudes 30° e 40° Sul e Atlântico entre 25° e 35° Sul (Figura 60C).

Numa análise sobre a localização dos preditores informativos de previsão climática da temperatura mínima para os meses centrais das estações do ano, os resultados foram iguais aos da temperatura máxima. Nos modelos diagnósticos, os valores das correlações foram quase sempre superiores às defasadas no tempo. Embora não contribuam no processo preditivo, essas

correlações dão indicativos da interação oceano-atmosfera e da relação entre as variáveis estudadas.

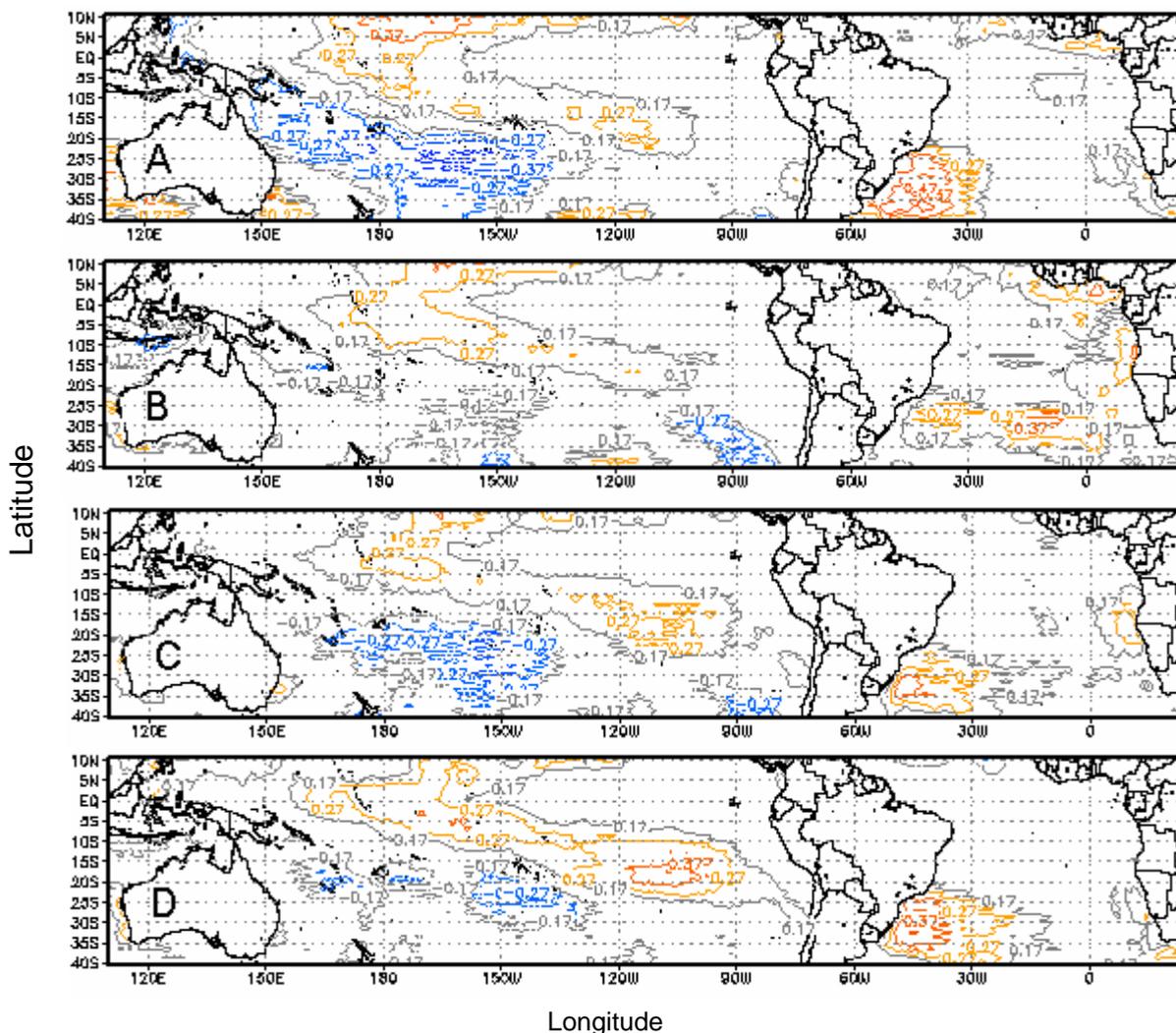


FIGURA 60. Isolinhas de correlação entre a temperatura média das **mínimas** do mês de outubro da região homogênea **R4** e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico dos meses de outubro (60A), setembro (60B), agosto (60C) e julho (60D). O valor tabelado do teste de r no nível de significância a 5% é $r \geq 0,27$.

Nas correlações defasadas no tempo, as temperaturas mínimas do mês de abril, de todas as regiões, apresentaram correlações significativas abrangendo áreas oceânicas bem maiores do que nos outros meses, significando mais preditores no modelo prognóstico para este mês. O mês de julho, diferentemente do ocorrido na temperatura máxima, teve um número maior de áreas oceânicas com preditores informativos mas, mesmo assim, inferiores aos demais.

A influência das regiões dos Niños na temperatura mínima, da mesma forma que na temperatura máxima, aconteceu no mês de abril e, para alguma regiões homogêneas da temperatura mínima, também em outubro. Além do Niño 4, verificou-se a influência de outras regiões como as dos Niños 1+2 e 3.4.

As isolinhas de correlações negativas observadas, para todas as regiões homogêneas do Estado, no mês de janeiro para a temperatura máxima; no caso da temperatura mínima foram positivas.

As Tabelas 20 e 21 mostram, de forma resumida, todas as informações contidas neste item no que se refere às correlações significativas, simultânea e com defasagem, entre a TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínima de todas as regiões homogêneas do Estado, bem como a localização dos núcleos desses setores levando em consideração suas posições latitudinais.

TABELA 20. Correlações simultâneas entre TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínimas das regiões homogêneas dos meses centrais de cada estação do ano e posição geográfica das áreas onde se encontra as correlações significativas, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	Região	Correlação Simultânea							
		Oceano Atlântico				Oceano Pacífico			
		Tmáx.	Área	Tmín.	Área	Tmáx.	Área	Tmín.	Área
jan.	R1	-0,37	-20° a -35°	0,37	-20° a -35°	0,37	-30° a -40°	-	-
	R2	-0,47	-20° a -30°	0,47	-20° a -35°	0,37	-20° a -35°	0,37	-05° a -10°
	R3	-0,37	-20° a -25°	0,47	-25° a -35°	0,37	-30° a -35°	0,27	-10° a -15°
	R4	-0,27	-35° a -40°	0,47	-25° a -35°	-0,37	-20° a -35°	-0,27	-30 a -40°
abr.	R1	0,47	-30° a -40°	0,47	-15° a -30°	0,27	-30° a -35°	0,27	-05° a -20°
	R2	0,47	-20° a -35°	0,57	-20° a -35°	0,27	-25° a -35°	0,37	-35° a -40°
	R3	0,57	-30° a -35°	0,47	-20° a -35°	0,37	05° a -05°	0,37	-10° a -20°
	R4	0,47	-20° a -35°	0,57	-20° a -30°	0,37	05° a -05°	0,37	-10° a -20°
jul.	R1	0,27	-35° a -40°	0,37	-35° a -40°	0,37	-15° a -25°	0,37	-20° a -25°
	R2	0,27	-35° a -40°	0,27	-30° a -40°	0,27	-20° a -30°	0,27	-20° a -25°
	R3	0,27	-35° a -40°	0,37	-35° a -40°	0,37	-20° a -25°	0,37	-15° a -20°
	R4	0,27	-35° a -40°	0,37	-30° a -35°	0,37	-20° a -30°	0,37	-15° a -20°
out.	R1	0,37	-20° a -40°	0,37	-20° a -35°	0,27	-20° a -25°	-0,37	-25° a -35°
	R2	0,37	-30° a -40°	0,47	-20° a -35°	-	-	-0,37	-20° a -35°
	R3	0,47	-35° a -40°	0,47	-30° a -40°	-	-	-0,37	-20° a -35°
	R4	0,47	-30° a -40°	0,47	-30° a -40°	0,27	-15° a -20°	-0,37	-20° a -35°

TABELA 21. Correlações defasadas entre TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínima das regiões homogêneas e posição geográfica das áreas onde se encontra as correlações significativas, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	Região	Mês dez.	Correlação com Defasagem							
			Tmáx.	Oceano Atlântico		Oceano Pacífico				
jan.			Área	Tmín.	Área	Tmax.	Área	Tmín.	Área	
	R1		-0,37	-20° a -35°	-	-	-	-	-	
	R2		-0,47	-25° a -30°	-	-	0,27	-20° a -35°	0,27	-05° a -15°
	R3		-0,47	-20° a -35°	-	-	0,37	-25° a -35°	-	-
	R4		-0,37	-30° a -35°	-	-	0,37	-20° a -35°	-	-
jan.		nov.								
	R1		-0,27	-20° a -35°	-	-	0,27	-15° a -20°	0,27	-20° a -30°
	R2		-0,27	-20° a -35°	0,27	-15° a -20°	-	-	0,37	-10° a -15°
	R3		-0,27	-20° a -30°	-	-	-	-	-	-
	R4		-0,37	-30° a -35°	-	-	0,37	-15° a -20°	-	-
jan.		out.								
	R1		-	-	-	-	-	-	-	-
	R2		-	-	0,37	-15° a -25°	-	-	0,37	-10° a -20°
	R3		-0,27	-35° a -40°	0,37	-15° a -20°	0,27	-10° a -20°	0,27	-10° a -20°
	R4		-0,37	-35° a -40°	-	-	0,27	-10° a -15°	0,27	-05° a -20°
abr.		mar.								
	R1		0,37	-25° a -35°	0,47	-25° a -35°	0,37	05° a -05°	0,37	05° a -10°
	R2		0,47	-25° a -35°	0,47	-20° a -30°	0,37	05° a -10°	0,37	05° a -10°
	R3		0,47	-25° a -35°	0,57	-25° a -30°	0,37	05° a -10°	0,47	-05° a -10°
	R4		0,37	-25° a -30°	0,57	-20° a -30°	0,47	05° a -10°	0,47	-05° a -15°
abr.		fev.								
	R1		0,27	-35° a -40°	0,37	-25° a -35°	0,37	05° a -05°	0,37	05° a -05°
	R2		0,37	05° a -05°	0,37	-25° a -35°	0,47	10° a 00°	0,37	05° a -10°
	R3		0,37	-30° a -35°	0,47	00° a -05°	0,37	05° a -10°	0,37	05° a -15°
	R4		0,37	-30° a -35°	0,47	05° a -10°	0,37	05° a -10°	0,47	-05° a -15°
abr.		jan.								
	R1		-	-	0,27	-25° a -35°	-	-	0,37	-05° a -15°
	R2		0,27	05° a -05°	0,27	-25° a -40°	0,37	05° a -05°	0,37	-10° a -20°
	R3		0,27	-30° a -40°	0,27	-25° a -35°	0,37	10° a 05°	0,37	05° a -15°
	R4		0,27	00° a -15°	0,27	-20° a -30°	0,37	10° a 00°	0,37	05 a -10°
jul.		jun.								
	R1		-	-	-	-	-0,27	-15° a -30°	0,27	05° a -15°
	R2		-	-	-	-	-0,27	-20° a -30°	0,27	05° a -15°
	R3		-	-	-	-	-0,27	-20° a -30°	-0,37	-15° a -25°
	R4		-	-	-	-	0,27	05° a -10°	-0,37	-20° a -25°
jul.		mai.								
	R1		-	-	-	-	0,37	-10° a -20°	0,27	05° a -15°
	R2		-	-	-	-	0,27	-05° a -20°	0,27	05° a -20°
	R3		-	-	0,27	-30° a -35°	0,27	-10° a -25°	0,37	-10° a -20°
	R4		-	-	0,27	-25° a -35°	0,37	-15° a -20°	0,37	05° a -05°
jul.		abr.								
	R1		-	-	-	-	0,27	-05° a -15°	-	-
	R2		-	-	-	-	-	-	-	-
	R3		-	-	-	-	-	-	0,27	05° a -10°
	R4		-	-	-	-	-	-	-	-
out.		set.								
	R1		0,27	-30° a -40°	0,27	-25° a -35°	-	-	0,27	10° a -10°
	R2		0,27	-30° a -40°	0,37	-30° a -35°	-	-	0,37	10° a 00°
	R3		-	-	0,27	-20° a -35°	-	-	0,37	10° a 00°
	R4		0,27	-25° a -35°	0,27	-20° a -35°	0,37	10° a 00°	0,27	10° a -10°
out.		ago.								
	R1		0,27	-20° a -40°	0,37	-30° a -40°	0,27	-30° a -40°	0,27	-15° a -20°
	R2		0,27	-25° a -35°	0,37	-30° a -40°	0,37	-30° a -40°	-0,27	-20° a -30°
	R3		0,27	-25° a -40°	0,37	-35° a -40	0,37	-35° a -40°	-0,27	-15° a -30°
	R4		0,37	-25° a -40°	0,27	-30° a -40	0,37	-30° a -40°	-0,27	-20° a -35°
out.		jul.								
	R1		-	-	0,27	-30° a -40°	0,37	-15° a -25°	0,37	-10° a -20°

Continuação.... Correlações defasadas entre TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico com as temperaturas médias máxima e mínima das regiões homogêneas e posição geográfica das áreas onde se encontra as correlações significativas, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	Região	Mês	Correlação com Defasagem						
			Tmáx.	Oceano Atlântico		Oceano Pacífico		Tmín.	
jan.		dez.	Área	Tmín.	Área	Tmax.	Área	Tmín.	Área
	R2	-	-	0,37	-20° a -35°	0,37	-15° a -25°	0,37	-10° a -20°
	R3	0,27	-25° a -40°	0,37	-30° a -35°	0,27	-15° a -20°	0,37	-15° a -20°
	R4	0,27	-20° a -35°	0,37	-25° a -35°	0,27	-10° a -25°	0,37	-15° a -20°

4.4. Variância das equações diagnósticas e prognósticas de longo prazo das temperaturas máxima e mínima

A análise das equações foi feita através da variância explicada pelas variáveis independentes (os 4 primeiros escores dos componentes principais da matriz de TSM) em relação à variável dependente (Temperaturas máxima e mínima das regiões homogêneas). As Tabelas 20, 21, 22, 23 e 24, mostram as proporções da variância explicada das equações diagnósticas, cujas variáveis dependentes e independentes são do mesmo mês (defasagem zero) e prognósticas, cuja variáveis dependentes são de um mês e, as independentes, dos meses anteriores (defasagem 1, 2, 3, 4, 5, 6) da temperatura máxima para os meses de janeiro, abril, julho e outubro.

TABELA 22. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **máxima** de **janeiro** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
jan./jan.	28,0	36,7	38,9	29,1
jan./dez.	27,5	23,8	36,1	26,0
jan./nov.	26,0	12,8	16,4	13,8
jan./out.	19,1	35,2	23,6	13,2
jan./set.	22,4	27,4	31,8	18,9
jan./ago.	20,0	21,4	31,1	10,4
jan./jul.	14,9	17,8	17,5	16,7

TABELA 23. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **máxima** de **abril** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
abr./abr.	28,5	37,6	38,9	33,6
abr./mar.	25,8	35,3	30,7	36,8
abr./fev.	26,7	36,5	40,4	36,8
abr./jan.	27,3	39,3	31,0	27,8
abr./dez.	26,0	28,4	25,4	39,8
abr./nov.	36,5	34,7	20,0	31,1
abr./out.	35,8	22,4	21,9	28,9

TABELA 24. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **máxima** de **julho** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
jul./jul.	24,5	17,8	24,4	26,9
jul./jun.	15,2	10,5	22,7	20,5
jul./mai.	16,2	11,3	15,8	25,8
jul./abr.	12,4	9,9	16,7	18,8
jul./mar.	23,0	12,3	17,5	21,9
jul./fev.	21,2	9,6	15,9	22,8
jul./jan.	18,8	21,4	15,0	10,7

TABELA 25. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **máxima** de **outubro** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
out./out.	26,9	20,1	23,3	28,6
out./set.	20,4	20,0	17,9	27,7
out./ago.	24,9	30,1	26,2	32,2
out./jul.	10,6	19,4	17,1	23,9
out./jun.	23,1	24,2	22,8	31,7
out./mai.	14,2	23,8	18,6	27,6
out./abr.	24,6	14,5	13,1	26,9

Verifica-se que as variâncias explicadas dos modelos diagnósticos foram, na maioria dos casos, superiores aos dos modelos prognósticos. O mês de abril foi o mês que apresentou os maiores valores de variância por isso, o de melhor previsão. Foi possível observar que, na região homogênea R3, os escores

dos componentes principais das TSM do mês de fevereiro explicaram 40,4% da variância da temperatura máxima de abril. Julho foi o mês que registrou os menores valores da variância explicada. Com esses resultados, constatou-se ser a região homogênea R2, para o mês de julho, a região com o menor número de preditores informativos para previsão da temperatura máxima.

As Tabelas 24, 25, 26, 27 e 28, mostram as proporções da variância explicada das equações diagnósticas, cujas variáveis dependentes e independentes são do mesmo mês (defasagem zero) e prognósticas, com variáveis dependentes de um mês e as independentes dos seis meses anteriores (defasagem 1, 2, 3, 4, 5, 6) da temperatura mínima para os meses de janeiro, abril, julho e outubro.

TABELA 26. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **mínima** de **janeiro** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
jan./jan.	31,1	39,6	36,1	35,2
jan./dez.	23,6	30,4	23,7	22,1
jan./nov.	17,0	40,4	24,2	26,9
jan./out.	13,8	30,1	24,7	25,4
jan./set.	18,5	40,0	39,0	40,2
jan./ago.	23,6	26,1	29,4	28,9
jan./jul.	13,9	17,8	20,2	16,5

TABELA 27. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **mínima** de **abril** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
abr./abr.	28,4	35,9	45,7	49,8
abr./mar.	37,4	44,6	48,2	45,5
abr./fev.	34,3	36,4	29,1	33,2
abr./jan.	22,2	24,2	24,5	22,4
abr./dez.	44,8	39,4	47,6	40,4
abr./nov.	32,6	25,3	30,3	22,5
abr./out.	31,3	33,8	38,7	34,2

TABELA 28. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **mínima** de **julho** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
jul./jul.	31,1	29,5	28,8	27,1
jul./jun.	14,8	13,3	21,2	13,9
jul./mai.	12,9	11,5	18,6	15,1
jul./abr.	9,5	10,3	23,4	17,6
jul./mar.	28,0	27,1	28,6	36,8
jul./fev.	25,3	27,2	30,1	32,2
jul./jan.	21,5	20,6	27,1	30,1

TABELA 29. Variância explicada (%) das equações diagnósticas (primeira linha da tabela) e prognósticas, da temperatura **mínima** de **outubro** das regiões homogêneas R1, R2, R3, e R4, Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

Mês	R1	R2	R3	R4
out./out.	30,7	48,6	28,2	38,1
out./set.	25,8	21,3	22,2	27,3
out./ago.	25,1	23,7	25,0	18,2
out./jul.	18,4	22,0	18,0	20,4
out./jun.	24,8	23,8	23,9	19,3
out./mai.	18,1	14,2	16,1	14,9
out./abr.	14,7	18,8	18,7	14,5

Verifica-se para o caso da temperatura mínima, que as variâncias explicadas dos modelos diagnósticos foram, na maioria dos casos, da mesma forma que para a temperatura máxima, superiores aos dos modelos prognósticos. O mês de abril foi também o que apresentou os maiores valores de variância por isso, o de melhor previsão. Observa-se que os valores das variâncias das equações, tanto diagnósticas quanto prognósticas, da temperatura mínima foram maiores. Na região homogênea R3, as variáveis independentes representadas pelos escores dos componentes principais das TSM do mês de março, explicaram 48,2% da variância da temperatura mínima de abril. Julho foi o mês que registrou os menores valores da variância explicada. Com esses resultados, constatou-se ser a região homogênea R2, do mês de julho, a região com menos preditores de TSM nos modelos preditivos da temperatura mínima.

Alguns aspectos nessa pesquisa devem ser ressaltados como por exemplo, o fato de se tratar de um trabalho de pesquisa em previsão climática, referiu-se principalmente ao enfoque estatístico, sem se aprofundar nas questões dos processos físicos envolvidos na interação Oceano-Atmosfera. Isto não diminui a importância da pesquisa mas recomenda-se que em trabalhos futuros, tal questão deva ser abordada.

Outra questão refere-se aos poucos valores de correlações significativas encontrados entre TSM e as temperaturas máximas e mínimas nos casos de defasagem temporais maiores, principalmente nos meses de inverno, dificultando o desenvolvimento de modelos preditivos para períodos maiores do que 4 meses de antecedência. Uma forma de minimizar esse problema poderia ser a abrangência da área oceânica com a inclusão de estudos no Oceano Índico e a utilização de outras variáveis meteorológicas, por exemplo, altitude geopotencial como preditoras.

5. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos permitem concluir que:

O método de preenchimento de falhas de dados faltantes adotado na pesquisa, apesar de não ter o refinamento estatístico empregado nos outros que foram objeto de comparação, apresentou bons resultados, com facilidade de uso e rapidez na execução metodológica do preenchimento de falhas, podendo ser usado para outras variáveis meteorológicas.

A técnica de agrupamento utilizada, bem como o número de grupos obtidos, pareceu ser satisfatória no processo de identificar e separar regiões homogêneas das temperaturas máxima e mínima representando as condições fisiográficas do Estado do Rio Grande do Sul.

O estudo climatológico das regiões homogêneas, facilitou o conhecimento da estrutura térmica das mesmas, possibilitando pesquisas mais direcionadas a setores específicos do Estado. Uma mesma região com núcleos localizados em setores diferentes do Estado, confirmou a hipótese da aproximação física não garantir a similaridade climática entre estações meteorológicas mas sim, no caso do Rio Grande do Sul, a estrutura topográfica, as variações latitudinais e longitudinais e a passagem dos sistemas de massas de ar e frentes.

Os diferentes valores de correlações entre a TSM e as Temperaturas máxima e mínima de uma região homogênea em relação a outra, indica a

necessidade de se estudar separadamente as interações dos oceanos Atlântico e Pacífico de forma regionalizada no Estado e não levando em consideração um valor médio estadual.

Os poucos valores de correlações significativas entre TSM e as temperaturas máximas e mínimas nos "lags" maiores, principalmente nos meses de inverno, dificulta o desenvolvimento de modelos preditivos para períodos maiores que 4 meses de antecedência. Uma forma de minimizar esse problema poderia ser a abrangência da área oceânica com a inclusão de estudos no Oceano Índico.

A influência das regiões dos Niños é mais notada nas correlações com as temperaturas máximas e mínimas dos meses do outono e da primavera sendo a região 3.4 a mais influente.

Os meses centrais do outono e da primavera (abril e outubro), pelo número maior de preditores encontrado, se credenciam a ter uma maior facilidade de se prever com mais antecedência suas temperaturas máxima e mínima.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALDO, M. C. et al. Análise de precipitação pluvial do Estado de Santa Catarina associada com a anomalia da temperatura da superfície do oceano Pacífico. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.8, n.2, p.283-293, 2000.

BAPTISTA DA SILVA, J. et al. Modelagem das chuvas trimestrais por regiões homogêneas no Estado do Ceará. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.9, n.2, p.317-324, 2001

BARNSTON, A. G; HE, Y. Skill of Canonical Correlation Analysis Forecasts of 3-Month Mean Surface Climate in Hawaii and Alaska. **Journal of Climate**, Boston, v.9, n.23. p. 2579-2605, 1996.

BARNSTON, A. G.; SMITH, T. M. Specification and Prediction of Global Surface Temperature and Precipitation from Global SST Using CCA. **Journal of Climate**, Boston, v.9, n.32, p. 2660-2697, 1996.

BARROS, V. R.; ESTEVAN, E. A. On the evaluation of wind power from short wind records. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, Boston, v.22, n.6, p. 1116-1123, 1983.

BASSAB, W. et al. **Introdução à análise de agrupamentos**. São Paulo: USP, 1990.104p.

BECKER, C. T. **Determinação de regiões homogêneas de precipitação e temperatura no estado do Rio Grande do Sul**. Campina Grande: UFPB, 1992. 80 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia - Climatologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande, 1992.

BECKER, C. T. et al. Regionalização da precipitação e temperatura no Estado do Rio Grande do Sul a partir da análise de agrupamento. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 7., 1992, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SBMet, 1992. p. 225 - 229.

BERLATO, M. A. **Clima do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, 24 out. 1983. Palestra proferida no Simpósio "Elementos Culturais do Rio Grande do Sul".

BERLATO, A. M.; FONTANA, D. C. Variabilidade interanual da precipitação pluvial e rendimento da soja no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 7, n. 1, p. 119-125, 1999.

- BOUROCHE, C. C.; SAPORTA, G. **Análise de dados**. Trad. Marcos Penchel. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1982. 117p.
- BRABO, J. M.; REPELLI, C. A. Análise de agrupamento aplicada ao regime pluviométrico da costa leste e norte do nordeste do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 869.
- BRABO, J. M.; REPELLI, C. A. Uma nova avaliação do prognóstico de longo prazo para o período chuvoso do setor norte do Nordeste do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 449-454.
- BRAGA, C. C. Classificação de regiões pluviometricamente homogêneas através da análise multivariada. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1992, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SBMet, 1992. p. 238-242.
- BRAGA, C. C. et al. Simulação e consistência de séries temporais de precipitação para o estado de Pernambuco. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 268-272.
- BRAGA, C. C. et al. Análise de agrupamento aplicada à distribuição da precipitação no estado da Bahia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98001. 1 CD-ROM.
- BRITTO, J. I. B.; NOBRE, C. A. Modelo de previsão estatística da precipitação de inverno do leste do Nordeste. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 502-504.
- CARSON, D. J. Seasonal forecasting. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, London, v.124, n.545, p. 1-26, 1998.
- CATANEO, A. et al. Software para simulação de séries de temperatura do ar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11., Reunião Latino-Americana de Agrometeorologia, 2., 1999, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBA, 1999. p. 832-837.
- CEBALLOS, J. C.; BRAGA, C. C. **Simulação de séries temporais de irradiação solar: Uma aplicação ao estado da Paraíba**. Serimet; Departamento de Ciências Atmosféricas do CCT/UFPB, n.3, 1991, 92p.
- CHANGNON, S. A. et al. Uses and Applications of Climate Forecasts for Power Utilities. **Bulletin of the American Meteorological Society**, Boston, v.76, n.5, p. 711-727, 1995.
- CHENG, X; WALLACE, J. M.. Cluster Analysis of the Northern Hemisphere Wintertime 500-hPa Height Field: Spatial Patterns. **Journal of the Atmospheric Sciences**, Boston, v.50, n.16, p. 2674-2696, 1993.
- CHERVIN, R. M. Interannual variability and seasonal climate predictability. **Journal of the Atmospheric Sciences**, Boston, v.43, n.3, p. 233-251, 1986.

- CURI, P. R. A similaridade na análise de agrupamento: coeficiente de correlação e de distância. **Ciência e Cultura**, S. Paulo, v.35, n.11, p1416-1429, 1983.
- CURI, P. R. Análise de agrupamento: Métodos sequenciais, aglomerativos e hierárquicos. **Ciência e Cultura**, S. Paulo, v.35, n.10, p1678-1685, 1983.
- CURI, P. R. Análise de agrupamento complementada com ordenação pelos componentes principais e análise de variância multivariada. Um exemplo biológico. **Ciência e Cultura**, S. Paulo, v.37, n.6, p879-888, 1985.
- DIAZ, A. E. et al. Relation between precipitation anomalies in Uruguai and Southern Brazil and sea temperature in the Pacific and Atlantic oceans. **Journal of Climate**, Boston, v.11, p. 251-271, 1998.
- DINIZ, G. B. **Séries temporais de irradiação solar: Recuperação de dados mediante componentes principais**. Campina Grande: UFPB, 1994. 118 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia - Climatologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande, 1994.
- DINIZ, G. B. Recuperação de séries temporais de irradiação solar através do uso de componentes principais. In: CONGRESSO ARGENTINO DE METEOROLOGIA, 7., CONGRESSO LATINIAMERICANO E IBÉRICO DE METEOROLOGIA, 7., 1996, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Biblioteca Nacional, 1996. p. 499.
- DINIZ, G. B.; CALVETTI, L. Recomposição de séries temporais de temperatura máxima e mínima de estações do Rio Grande do Sul e Santa Catarina usando análise multivariada. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98136. 1 CD-ROM.
- DINIZ, G. B. et al. Influência do evento El Niño no regime de precipitação de Pelotas, RS. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98136. 1 CD-ROM.
- DINIZ, G. B.; CALVETTI, L. Regiões informativas de TSM (Hemisfério Sul) para previsão da temperatura máxima em algumas estações do Rio Grande do Sul. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais**. Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98137. 1 CD-ROM.
- DORLING, S. R. et al. Cluster Analysis: A Technique for Estimating the Synoptic Meteorological Controls on Air and Precipitation Chemistry - Method and Applications. **Atmospheric Environment**, New York, v.26, n 14, p.2575-2581, 1992.
- EISCHEID. J. K. et al. The quality of long-term climatological data using objective data analysis. **Journal of Applied Meteorology**, Boston, v.34, n.12, p. 2787-2795, 1992.
- EISCHEID. J. K. et al. Creating a serially complete, national daily time series of temperature and precipitation for the Western United States. **Journal of Applied Meteorology**, Boston, v.39, n.9, p. 1580-1591, 2000.

ENTRAIGAS, I. et al. Aplicación del analysis multivariado en la definición de regiones homogéneas de precipitación. In: CONGRESSO ARGENTINO DE METEOROLOGIA, 7., CONGRESSO LATINIAMERICANO E IBÉRICO DE METEOROLOGIA, 7., 1996, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Biblioteca Nacional, 1996. p. 115-116.

EVERITT, B. **Cluster Analysis**. London: Heinemann Books, 1974. 135p.

FEDDERSEN, H. Impact of global sea surface temperature on summer and winter temperatures in Europe in a set of seasonal ensemble simulations. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, London, v.126, n.567, p. 2089-2109, 2000.

FEDERAÇÃO DAS INDUSTRIAS DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL. "Perfil econômico-financeiro. Disponível na internet. <http://www.fiergs.org.br/rs.htm>. Acesso em: 23 jun. 2002.

FERNAU, M. E.; SAMSON, P. J. Use of Cluster Analysis to Define Periods of Similar Meteorology and Precipitation Chemistry in Eastern North America. Part I: Transport Patterns. **Journal of Applied Meteorology**, Boston, v.29, n.16, p. 735-750, 1990.

FERNAU, M. E.; SAMSON, P. J. Use of Cluster Analysis to Define Periods of Similar Meteorology and Precipitation Chemistry in Eastern North America. Part II: Transport Patterns. **Journal of Applied Meteorology**, Boston, v.29, n.16, p. 751-761, 1990.

FOVELL, R. G.; FOVELL, M. C. Climate Zones of the Conterminous United States Defined Using Custer Analysis. **Journal of Climate**, Boston, v.6, n.11, p. 2103-2135, 1993.

FREITAS, E. D.; GRIMM, A. M. Determinação das datas de início e fim da estação chuvosa para regiões homogêneas no estado do Paraná. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98019. 1 CD-ROM.

GADGIL, S.; IYENGAR, R. N. Cluster analysis of rainfall stations of the Indian peninsula. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, London, v.106, n.512, p. 873-886, 1980.

GONÇALVES, A. M. **Estudo climatológico da variabilidade das temperaturas máxima e mínima diárias no Estado do Rio Grande do Sul**. Pelotas: UFPEL, 2001. 84 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2001.

GONÇALVES, F. V.; KIM, I. S. Estudo da variabilidade climática nos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina através da análise de componentes principais dos campos de temperatura máxima, mínima e média mensal. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98133. 1 CD-ROM.

GONÇALVES, F. V.; KIM, I. S. Recuperação de dados climatológicos do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98039. 1 CD-ROM.

GONÇALVES, F. V. Simulação das séries de temperaturas máxima e mínima mensal para estações do Rio Grande do Sul e Santa Catarina através do uso de regressão linear múltipla. Pelotas: UFPEL, 2000. 62 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2000.

GONG, X.; RICHMAN, M. B. On the Application of Cluster Analysis to Growing Season Precipitation Data in North America East of the Rockies. **Journal of Climate**, Boston, v.8, n.4, p. 897-2135, 1995.

GRIMM, A. M.; FAUSER, V. R. Relações entre temperaturas da superfície do mar sobre o Atlântico e precipitação no sul e sudeste do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98173. 1 CD-ROM.

GUETTER, A. K. Previsão climática de precipitação: Previsão probabilística local. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98134. 1 CD-ROM.

GUTIÉRREZ, C. A. Análise de uma metodologia para o recheio de "Missing Values" numa base de dados de chuva, baseada na pseudo-distância de Kulback - Leibler. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 296-301.

HERRERA, O. M. et al. Agrupamento de estações climatológicas localizadas no estado de São Paulo, Brasil, utilizando-se análise multivariada: comparação com classificação de Köppen. In: CONGRESSO ARGENTINO DE METEOROLOGIA, 7., CONGRESSO LATINIAMERICANO E IBÉRICO DE METEOROLOGIA, 7., 1996, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Biblioteca Nacional, 1996. p. 233-234.

HAROLDO, R.; MENEZES, N. Tendência prognóstica das chuvas no Nordeste do Brasil em relação às anomalias de TSM do Atlântico e Pacífico tropicais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98141. 1 CD-ROM.

HAROLDO, R.; MENEZES, N. Regiões do Nordeste do Brasil correlacionáveis com os padrões de TSM do Atlântico e Pacífico tropicais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98138. 1 CD-ROM.

HASTENRATH, S.; GREISCHAR, L. Further work on the prediction of northeast Brazil rainfall anomalies. **Journal of Climate**, Boston, v.6, n.10, p. 743-758, 1993.

HASTENRATH, S. Recent advances in tropical climate prediction. **Journal of Climate**, Boston, v.8, n.13, p. 1519-1532, 1995.

- HASTENRATH, S; et al. Prediction of the Summer Rainfall over South Africa. **Journal of Climate**, Boston, v.8, n.6, p. 1511-1517, 1995.
- HUANG, J; DOOL, H. M. Monthly precipitation-temperature relations and temperature prediction over the United States. **Journal of Climate**, Boston, v.6, n.10, p. 1111-1132, 1993.
- HUTH, R.; NEMESOVÁ, I. Estimation of missing daily temperatures: Can a weather categorization improve its accuracy? **Journal of Climate**, Boston, v.8, n.32, p. 1901-1916, 1995.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – “Sistema IBGE de recuperação automática”. Disponível na internet. <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/>. Acesso em: 12 jun. 2002.
- ISAAC, G. A.; STUART, R. A. Temperature-precipitation relationships for Canadian stations. **Journal of Climate**, Boston, v.5, n.5, p. 822-830, 1992.
- KAGEYAMA, A.; SILVEIRA, J. M. Agricultura e questão regional. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.35, n2, p.9-33, 1997.
- KALKSTEIN, L. S.; et al. An Avaluation of three Clustering Procedures for Use in Synoptic Climatological Classification. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, Boston, v.23, n.15, p. 717-730, 1987.
- KEMP, W. P. et al. Estimating missing daily maximum and minimum temperatures. **Journal of climate and Applied Meteorology**, Boston, v.22, n.12, p. 1587-1593, 1983.
- KHAN, V.; KIM, I. S. A análise de agrupamento pluviométrica nos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98002. 1 CD-ROM.
- KIM, I. S.; ZAVIALOV, P. O. Relação entre variações da temperatura do mar e características do clima no sul do Brasil. In: CONGRESSO ARGENTINO DE METEOROLOGIA, 7., CONGRESSO LATINIAMERICANO E IBÉRICO DE METEOROLOGIA, 7., 1996, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Biblioteca Nacional, 1996. p. 499.
- KIM, I. S. Análise das variações do clima nos Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, através da classificação dos campos das anomalias de temperatura e precipitação acumulada mensal. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v.13, n.1, p. 1-8, 1998.
- KIM, I. S. et al. Regionalização do estado do Paraná com utilização dos campos de precipitação, temperatura máxima e mínima. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 2000. CL-000869. 1 CD-ROM.
- LAWSON, M. P.; CERVENY, R. S. Seasonal temperature forecasts as products of antecedent linear and spatial temperature arrays. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, Boston, v.24, n.6, p. 848-859, 1985.

LEE, J. W.; KUNG, E. C. Seasonal-range of the ozark climate by a principal component regression scheme with antecedent sea surface temperatures and upper air conditions. **Atmosfera**, Cidade do México, v.13, n.2, p. 223-244, 2000.

LEFFLER, R. J. Estimating average temperatures on Appalachian summits. **Journal of climate and Applied Meteorology**, Boston, v.20, n.10, p. 637-642, 1981.

LIVEZEY, R. E. Variability of skill of long-range forecasts and implications for their use and value. **Bulletin American Meteorological Society**, Boston, v.71, n.3, p. 300-309, 1990.

LOPES, P. M. O. et al. Identificação de grupos pluviometricamente homogêneos no estado do Rio Grande do Norte. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 272-274.

LOREN, E. N. O. Empirical orthogonal functions and statistical weather prediction. **Scientific Report**. Nº 1. Cambridge, Massachusetts (EUA), Statistical Forecasting Project Department of Meteorology, MIT, 1956. 49p.

MARCELLINI, S. S. et al. Regiões homogêneas de precipitação e vazão para o estado do Paraná. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 241-243.

MELO, M. L. D. et al. Simulação de séries de dados climatológicos usando análise de componentes principais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 2000. CL00046. 1 CD-ROM.

MENDOZA, V. M.; ADEM, Y. J. Predicción del tiempo a longo, usando un modelo termodinamico baroclinico de dos capa. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 521-528.

MENEZES, R. H. N. Regiões no NEB correlacionáveis com os padrões de TSM do Atlântico e Pacífico tropical. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98138. 1 CD-ROM.

MENEZES, R. H. N. Tendências prognósticas das chuvas no nordeste do Brasil em relação às anomalias de TSM do Atlântico e Pacífico tropicais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98141. 1 CD-ROM.

MORAN, M. A. T. On Estimators Obtained From a Sample Augmented by Multiple Regression. **Water Resources Research**, Washington D.C., v.10, n.1, p. 81-85, 1974.

MOURA, A. D.; STUDZINSKI, C. Previsão climática e centros de aplicação. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 869.

- NAMIAS, J. Long range weather forecasting history, current status and outlook **Bulletin American Meteorological Society**, Boston, v.49, n.5, p. 438-470, 1968.
- NATHAN, R. J.; McMAHON, T. A. Identification of Homegeneous Regions for the Purposes of Regionalisation. **Jounal of Hidrology**, Amsterdam, v.121, n.11, p. 217-238, 1990.
- PALMER, T. N.; ANDERSON, D. L. T. The prospects for seasonal forecasting – A review paper. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, London, v.120, n.518, p. 755-793, 1994.
- PINHEIRO, G. M. C. Previsão estatística da concentração de material particulado e dióxido de enxofre na região da grande São Paulo – baseada em componentes principais. Pelotas: UFPEL, 2001. 83 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas , 2001.
- POSSOLI, S. Técnicas de análise multivariada para avaliação das condições de saúde dos municípios do Rio Grande do Sul, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, S. Paulo, v.18, p.288-299, 1984.
- POSSOLI, S. **Análise multivariada**. Série B. Porto Alegre: UFRGS - Instituto de Matemática, 1992, 88p.
- RAMOS, M. C. Divisive and hierarchical clustering techniques to analyse variability of rainfall distribution patterns in a Mediterranean region. **Atmospheric Research**, New York, v.57, p. 123-138, 2001.
- REPELLI, A. C. et al. A previsibilidade das chuvas mensais e trimestrais do setor norte do nordeste do Brasil (NEB) utilizando campos de radiação de onda longa. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais**. Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 455-457.
- REPELLI, C. A.; ALVES, J. M. B. Singular value decomposition between pre-season rain-season over Northeastern Brazil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 483-490.
- RICHMAN, M. B.; LAMB, P. J. Climatic Pattern Analysis of Three-and Seven -Day Summer Rainfall in the Central United States: Some Methodological Considerations and a Regionalization. **Jounal of Climate and Applied Meteorology**, Boston, v.24, n.12, p. 1325-1343, 1985.
- RIO GRANDE DO SUL. SECRETARIA DA AGRICULTURA E ABASTECIMENTO; Centro Nacional de Pesquisa do Trigo. **Macrozoneamento agroecológico e econômico do Estado do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: CORAG, 1994. v.2, 57p.
- RODRIGUES, M. F. G. et al. Uso da classificação hierárquica na identificação de regiões pluviometricamente homogêneas no estado do Ceará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 275-280.

SANSIGOLO, C. A.; NERY, J. T. Análise de fatores comuns e agrupamentos das precipitações nas regiões sudeste e sul do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1998. CL-98126. 1 CD-ROM.

SEMAZZI, F. H. M. et al. A G M C Study of the Teleconnections between the Continental Climate of Africa and Global Sea Surface Temperature Anomalies. **Journal of Climate**, Boston, v.9, n.30, p. 2480-2497, 1996.

SENGUPTA, R.; BOYLE, J. S. Using Common Principal Components for Comparing GCM Simulations. **Journal of Climate**, Boston, v.11, n.30, p. 816-830, 1998.

SENTELHAS, P. C. Avaliação dos desempenho dos geradores de dados climáticos do DSSAT v. 3.5. I - Comparação entre dados observados e gerados. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11., Reunião Latino-Americana de Agrometeorologia, 2., 1999, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBA, 1999. p. 510-517.

SENTELHAS, P. C. Avaliação dos desempenho dos geradores de dados climáticos do DSSAT v. 3.5. II - Aplicação dos dados observados e gerados em modelos de simulação da produtividade potencial e real. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 11., Reunião Latino-Americana de Agrometeorologia, 2., 1999, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBA, 1999. p. 518-525.

SILVA, M. G. A J. et al. Componentes principais da estrutura troposférica da região equatorial brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 7., 1992, São Paulo. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1992. p. 205-209.

SILVA, A. G. et al. Singular value de composition between pre-season rain and rainy-season over northeastern Brazil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1994, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1994. p. 869.

SILVA, A. G. et al. Análise de agrupamento aplicada ao regime pluviométrico da costa leste e norte do nordeste do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 9., 1996, Campos do Jordão. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 1996. p. 231-235.

SILVA, I. R. Variabilidade sazonal e interanual das precipitações na região sul do Brasil associadas às temperaturas dos oceanos Atlântico e Pacífico. São José dos Campos: INPE, 2001. 90 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Instituto de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2001.

SOUZA, J. L. de. et al. Agrupamento de estações pluviométrica do estado de Alagoas, utilizando-se análise multivariada. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v.7, n.2, p.603-612, 1992.

STUDZINSKI, C. D. S. **Um estudo da precipitação na região sul do Brasil e sua relação com os oceanos Pacífico e Atlântico tropical e sul.** São José dos Campos: INPE, 1995. 104 f. Dissertação (Mestrado em meteorologia - Climatologia) - Curso de Pós-graduação em Meteorologia, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1995.

TRENBERTH, K. E. The definition of El Niño. **Bulletin American Meteorological Society**, Boston, v.78, n.12 p. 2771-2777, 1997.

UNGER, D. Forecasts of temperature and precipitation anomalies over the U.S. using screening multiple linear regression. Climate prediction center, NOAA, Camp Springs Maryland, 1999. Disponível em: <http://grads.igs.org/ellfb/sep99/unger.htm>. Acesso em: 04 abr.1999.

UVO, C. B.; REPELLI, C. A. The influence of tropical pacific and atlantic SST on northeast Brazil monthly precipitation In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 8., 1986, Belo Horizonte. **Anais...** Rio de Janeiro. SBMet, 1994. p. 470-472.

UVO, C. B. et al. The relationships between Pacific and Atlantic SST and northeast Brazil monthly precipitation. **Journal of Climate**, Boston, v.11, n.10, p. 551-562, 1998.

VARNI, E. I. et al. Aplicación del análisis multivariado em la definición de regiones homogéneas de precipitación. In: CONGRESSO ARGENTINO DE METEOROLOGIA, 7., CONGRESSO LATINIAMERICANO E IBÉRICO DE METEOROLOGIA, 7., 1996, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Biblioteca Nacional, 1996. p.115-116.

WALLACE, J. M.; GUTZLER, D. S. Teleconnection in the Geopotential Height Field during the Northern Hemisphere Winter. **Monthly Weather Review**, Boston, v.109, n.4, p. 784-812, 1981.

WILKS, D. S. **Statistical Methods in the Atmospheric Sciences.** San Diego – CA: Academic Press, 1995. 467p.

WOLTER, K. The Southern Oscillation in Surface Circulation and Climate over the Tropical Atlantic, Eastern Pacific, and Indian Oceans as Captured by Cluster Analysis. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, Boston, v.26, n.12, p. 540-558, 1987.

WOODHOUSE, C. A, MEKO. D. A. Number of winter precipitation days reconstructed from Southwestern tree rings. **Journal of Climate**, Boston, v.10, n.10, p. 2663-2669, 1997.

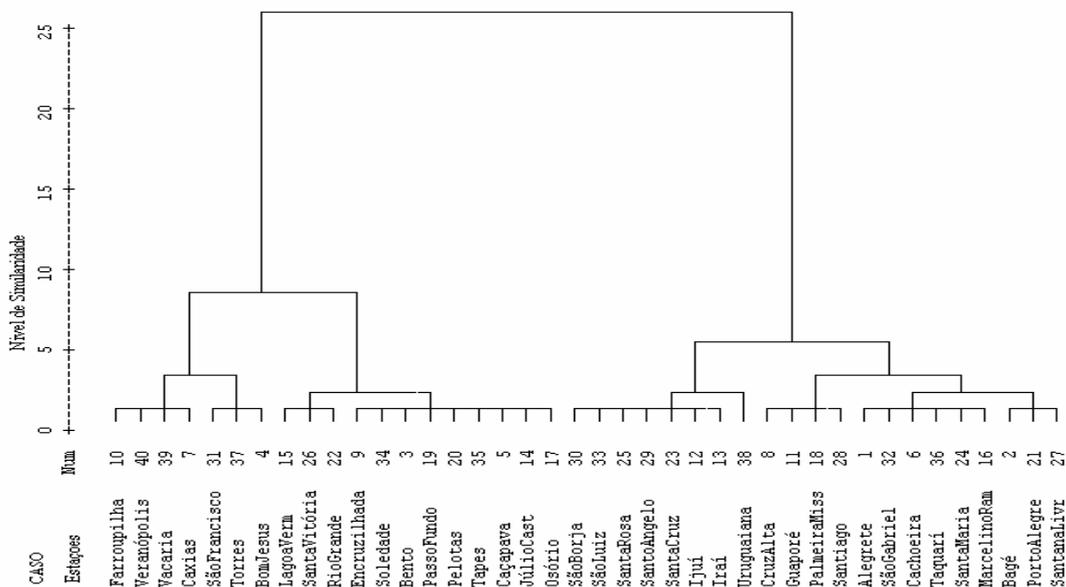
YOUNG, K. C. A three-way model for interpolating for monthly precipitation values. **Monthly Weather Review**, Boston, v.120, n.11, p. 2561-2569, 1992.

YU, T. Y.; CHANG, L. F. W. Delineation of air-quality basins utilizing multivariate statistical methods in Taiwan. **Atmospheric Environment**, New York, v.35, n 18, p.3155-3166, 2001.

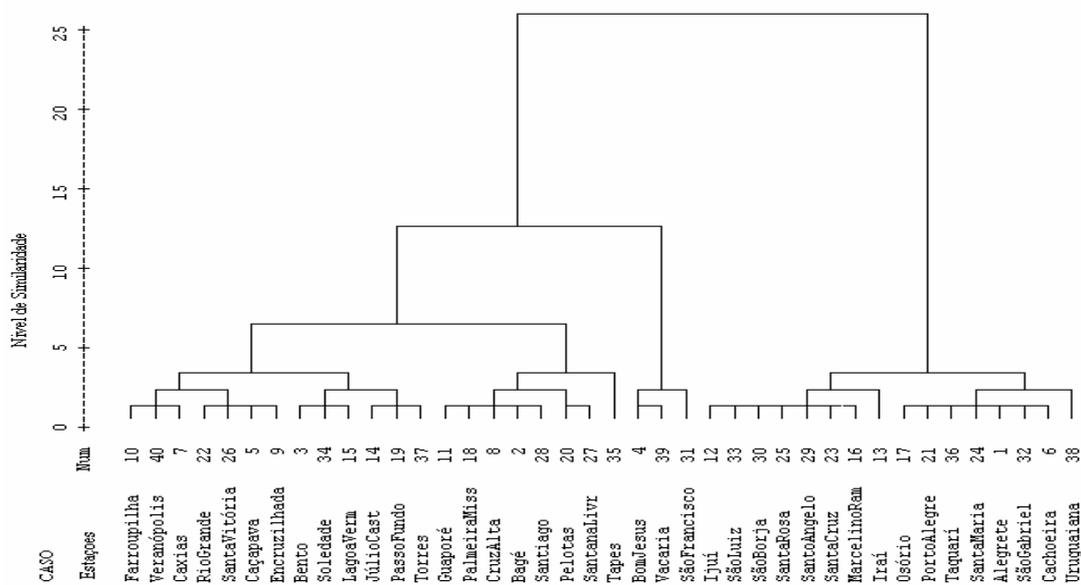
YU, Z. et al. Predictive Skills of Seasonal to Annual Rainfall Variations in the U.S. Affiliated Pacific Islands: Canonical Correlation Analysis and Multivariate Principal Component Regression Approaches. **Journal of Climate**, Boston, v.10, n.10, p. 2586-2599, 1997.

APÊNDICES

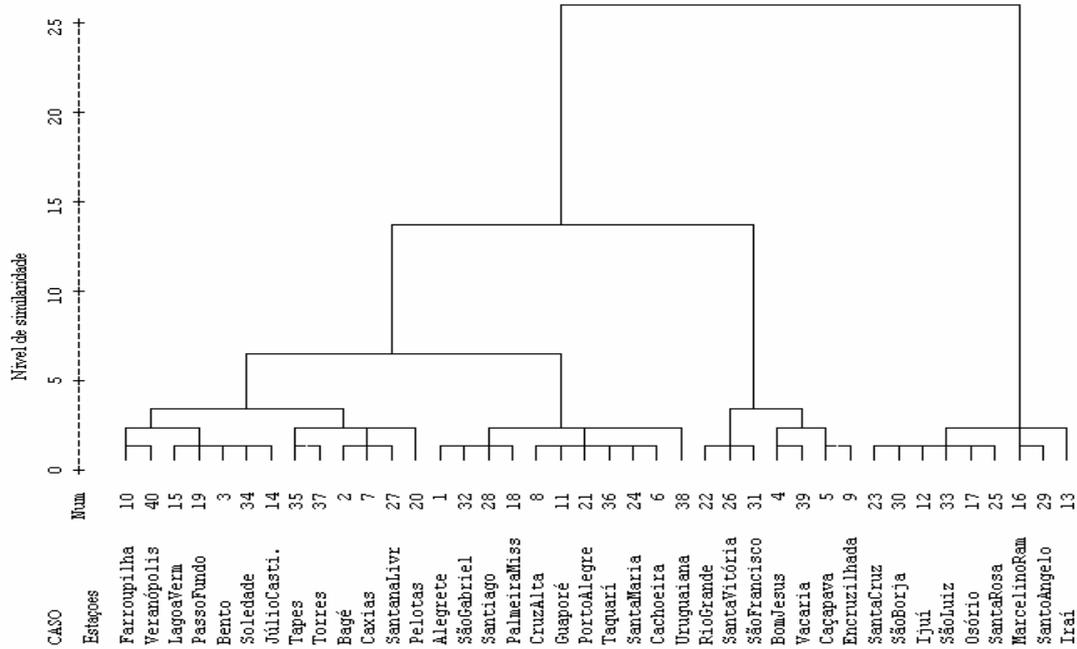
APÊNDICE 1. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de janeiro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



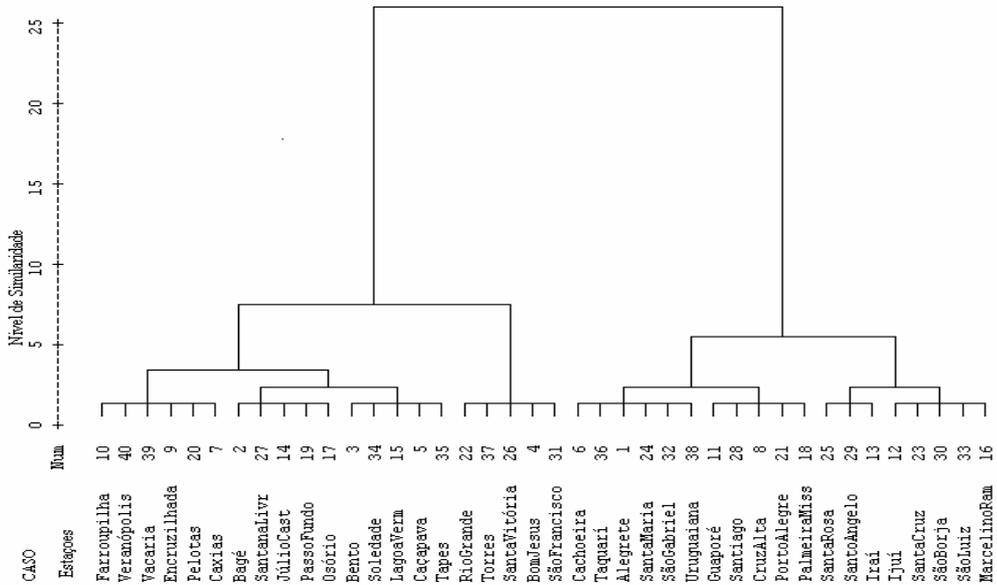
APÊNDICE 2. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de abril, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



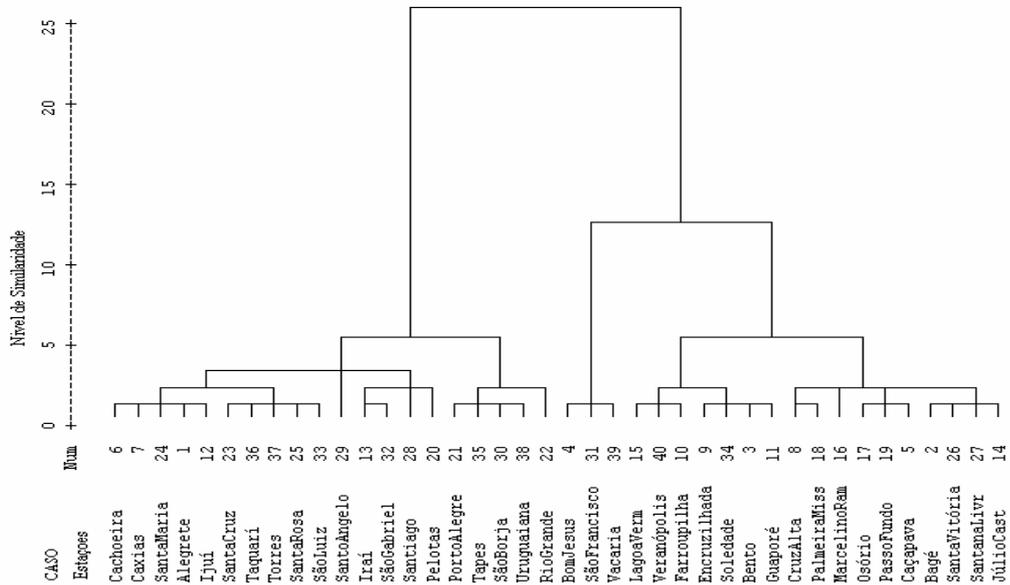
APÊNDICE 3. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de julho, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



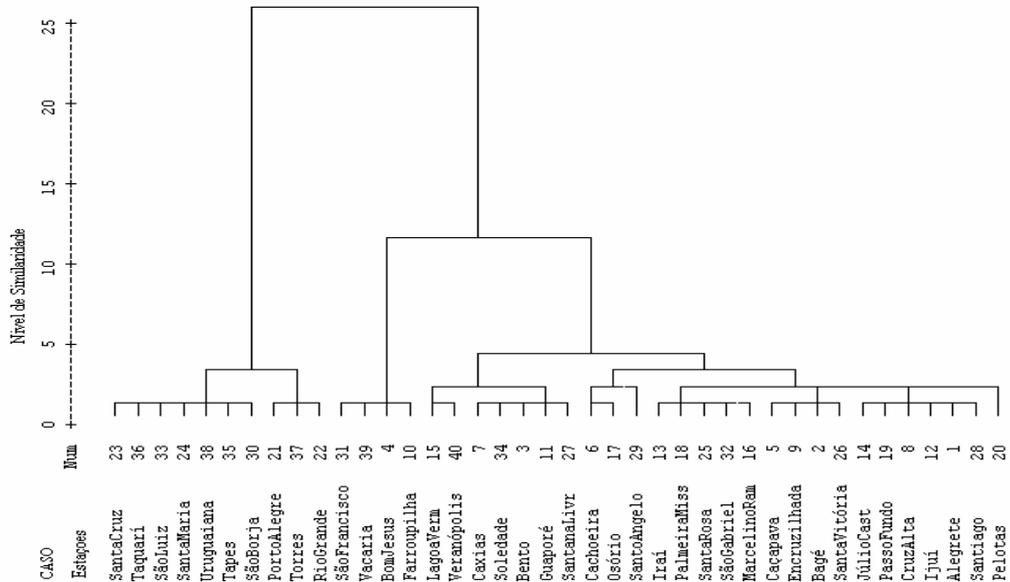
APÊNDICE 4. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura máxima, do mês de outubro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



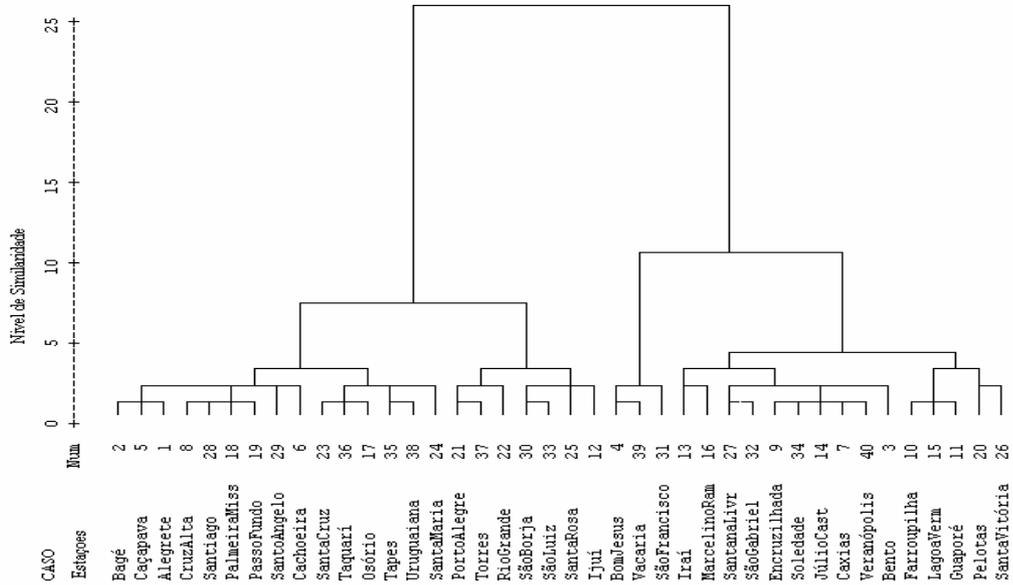
APÊNDICE 5. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de janeiro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



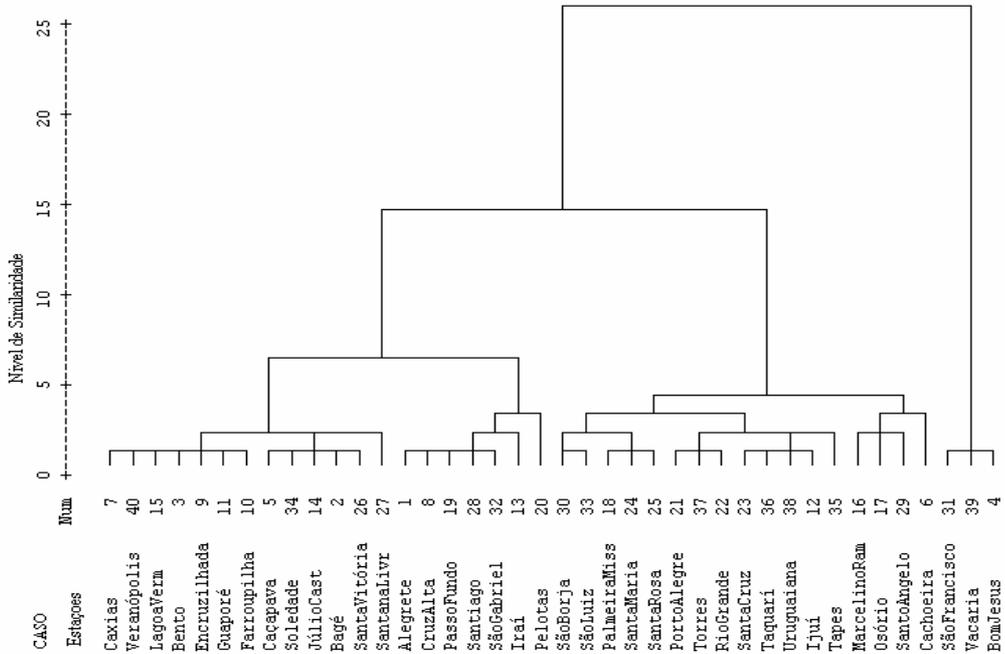
APÊNDICE 6. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de abril, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



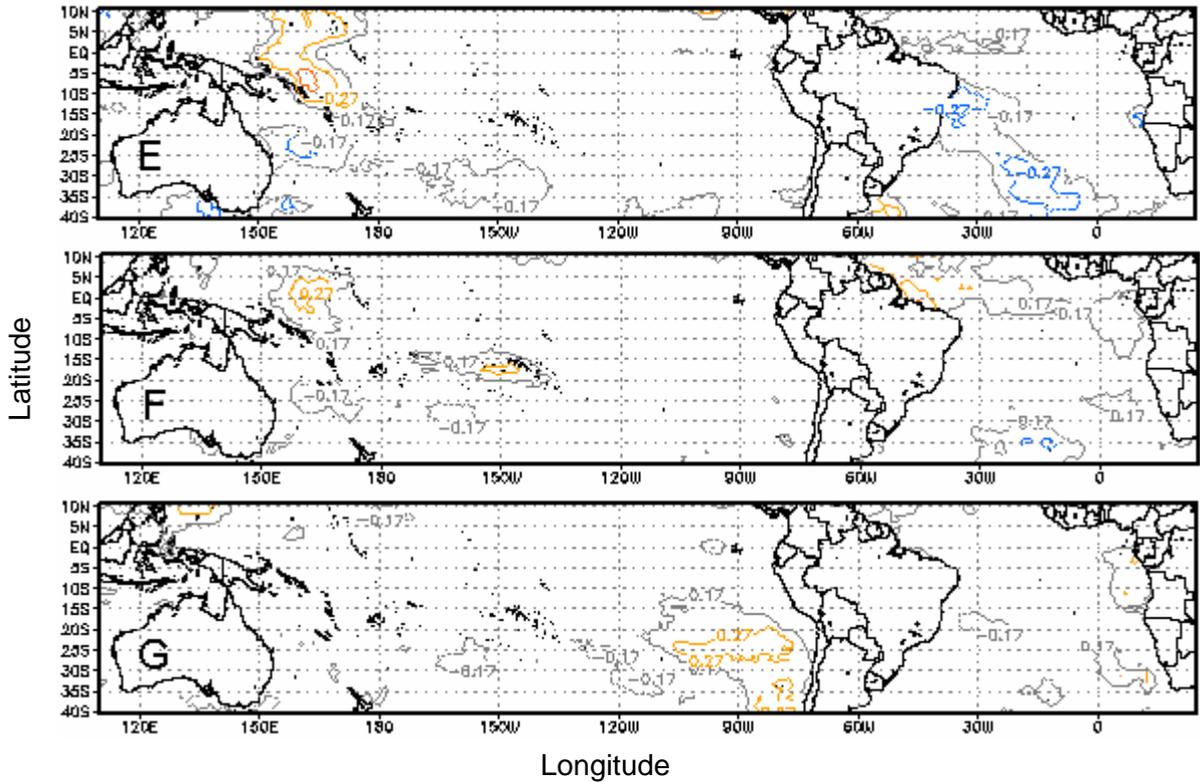
APÊNDICE 7. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de julho, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



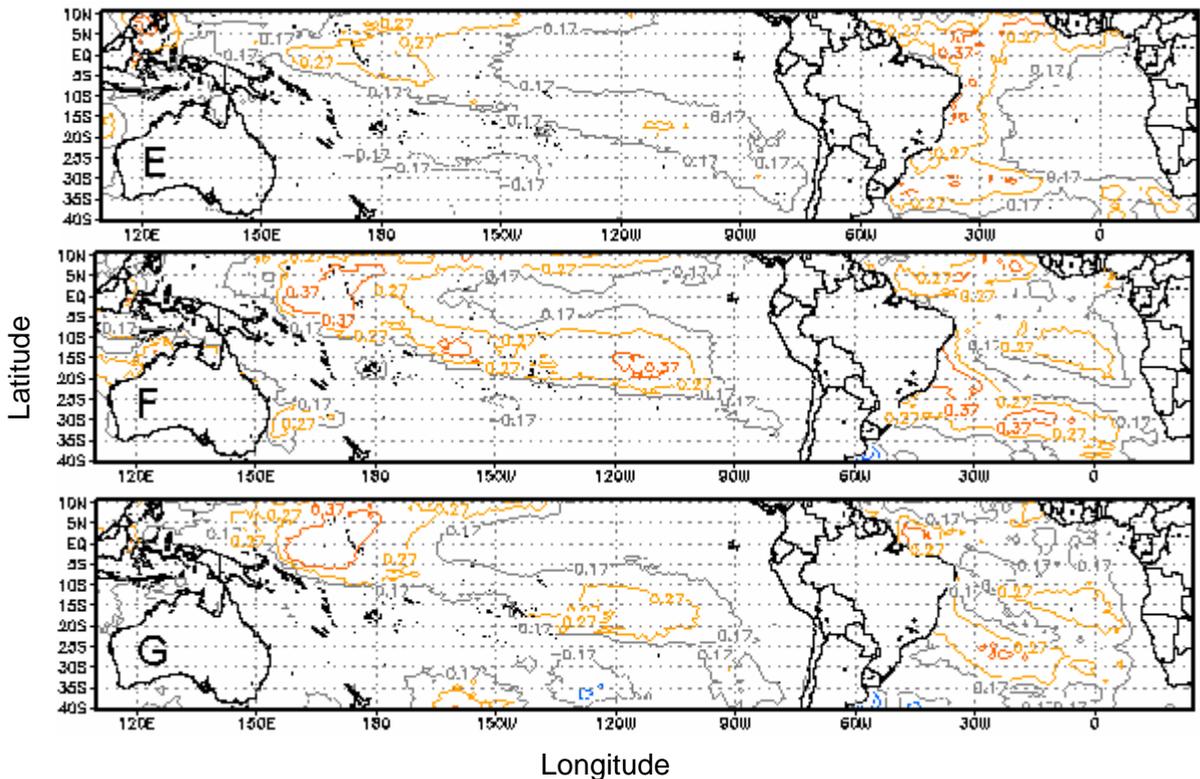
APÊNDICE 8. Dendrograma do agrupamento feito pelo método da ligação completa com dados padronizados da temperatura mínima, do mês de outubro, obtidos das 40 estações meteorológicas do Rio Grande do sul, período de 1913 a 1998.



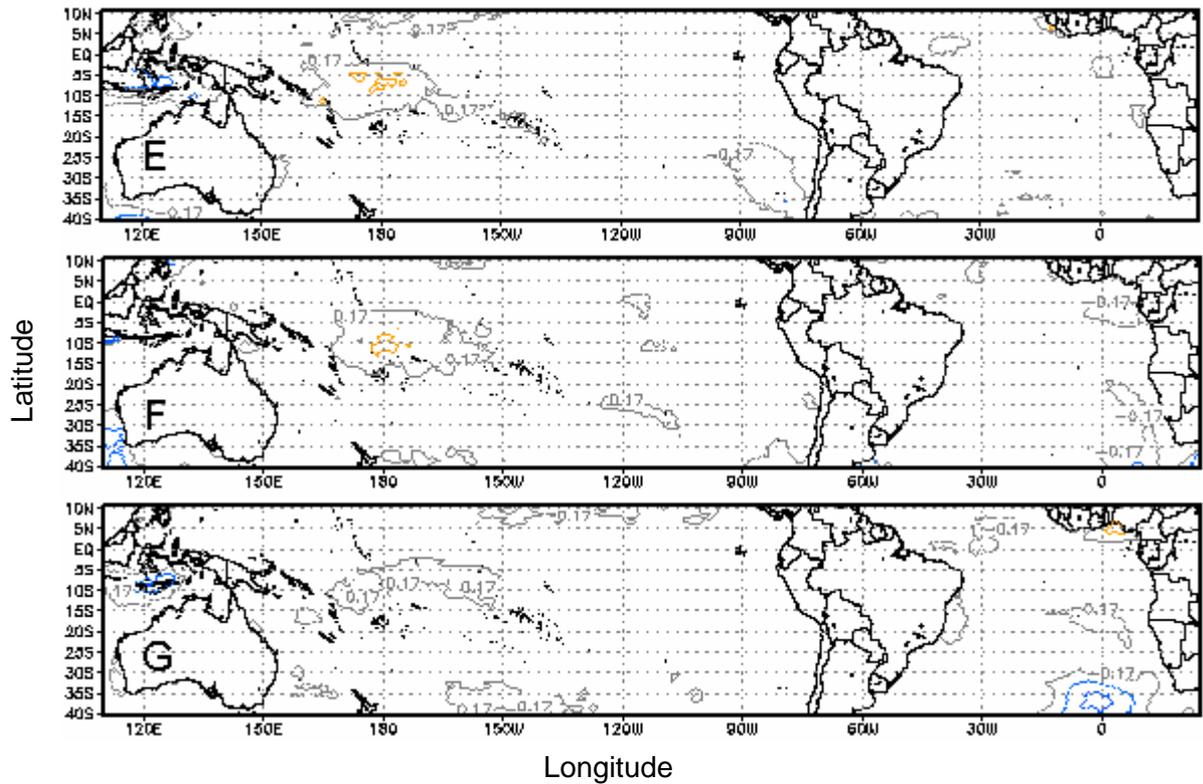
APÊNDICE 9. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (9E), agosto (9F), julho (9G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



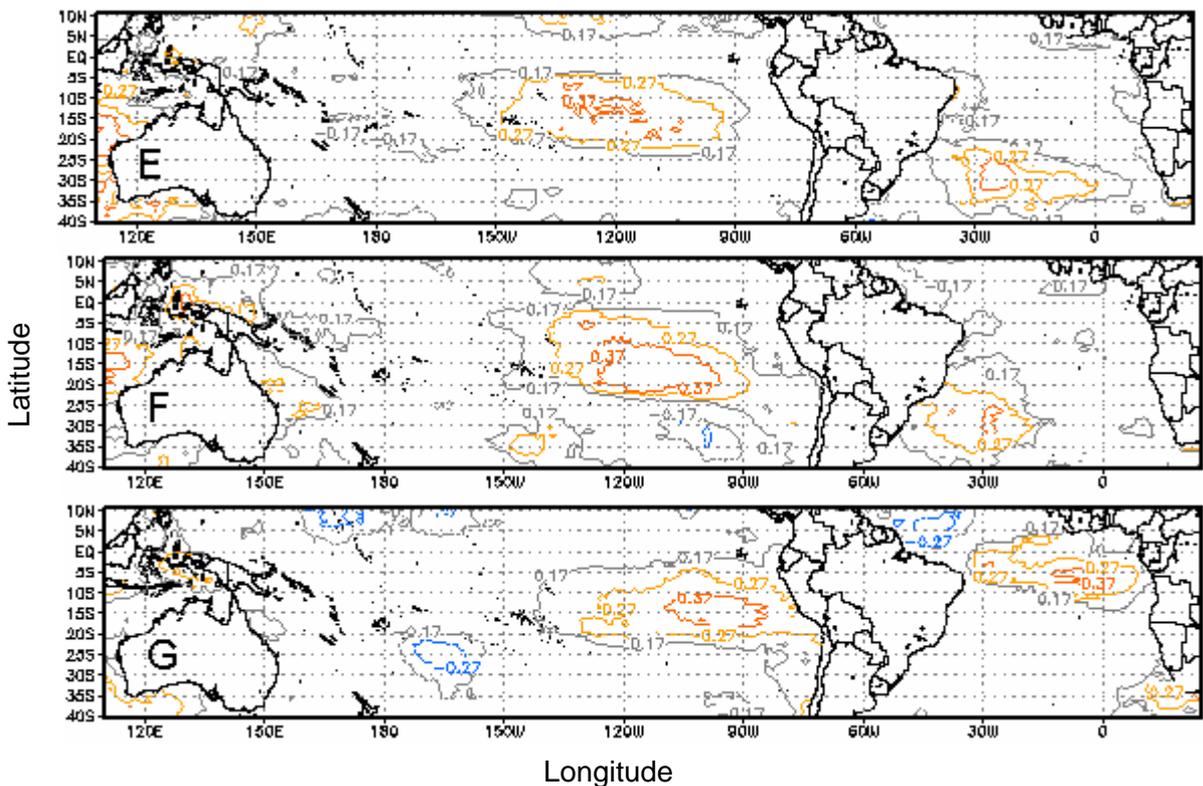
APÊNDICE 10. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (10E), novembro (10F), outubro (10G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



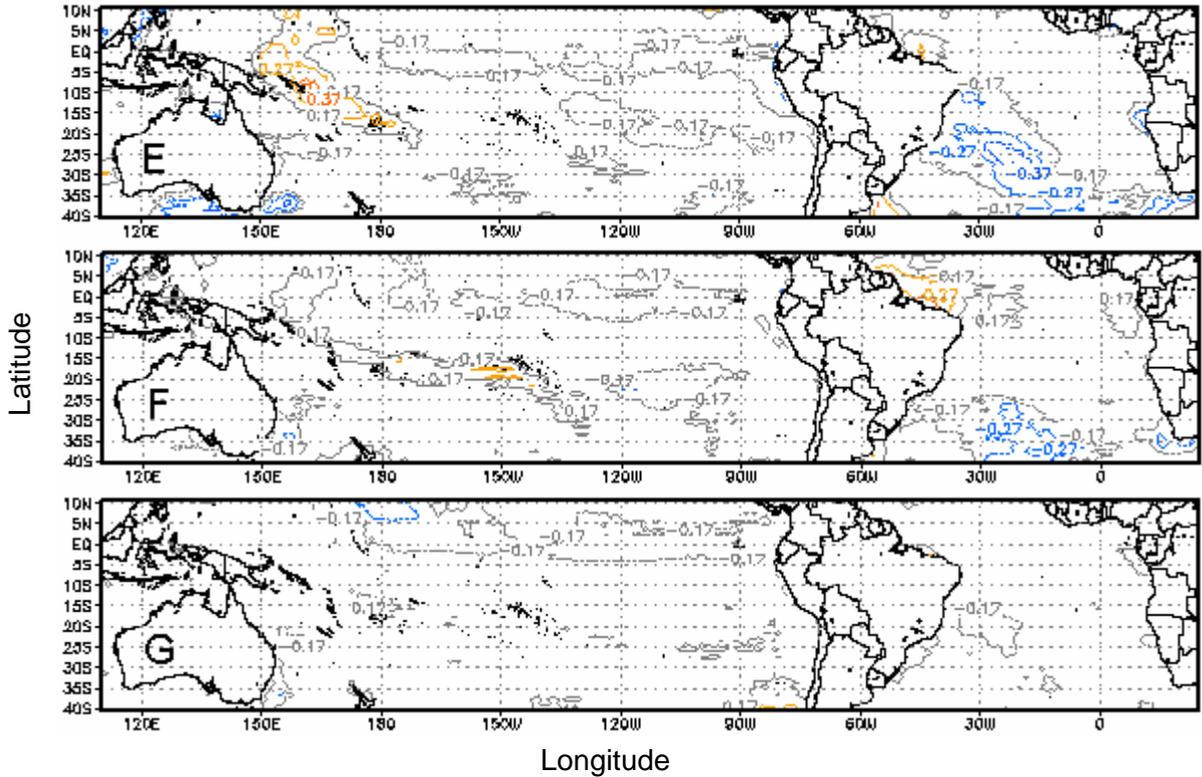
APÊNDICE 11. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (11E), fevereiro (11F), janeiro (11G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



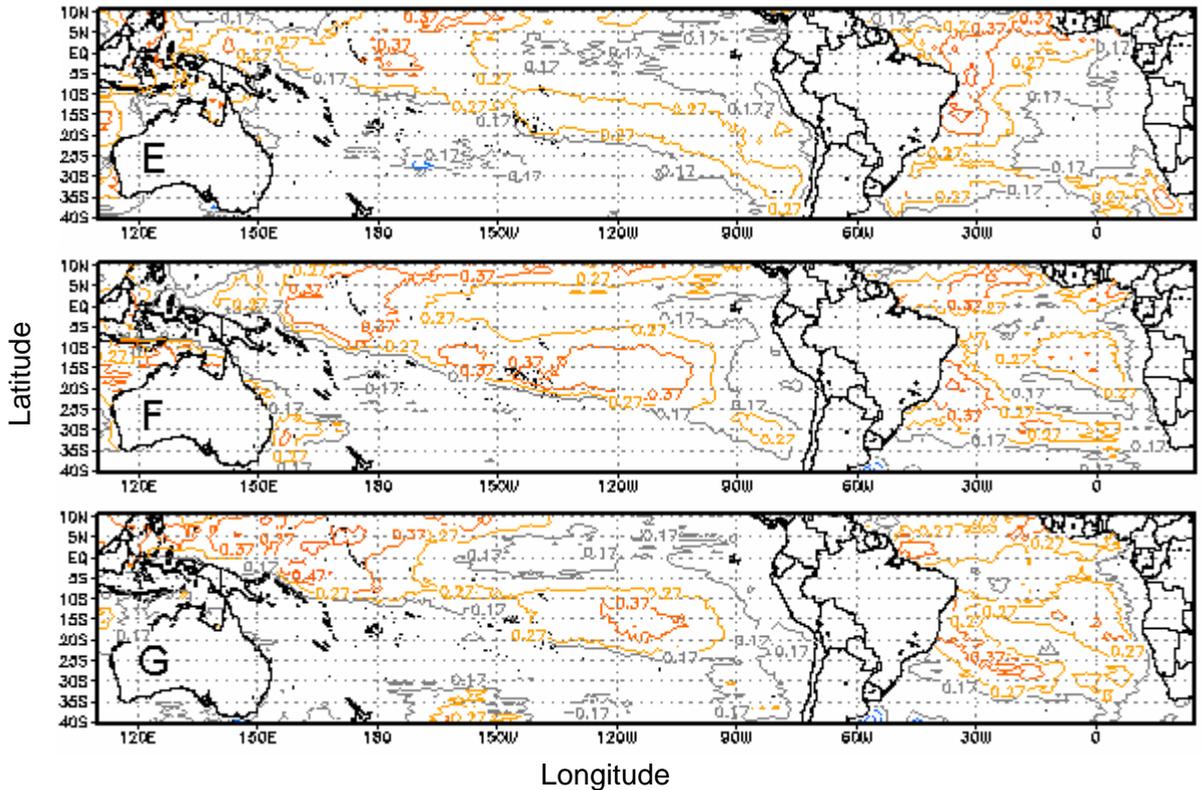
APÊNDICE 12. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (12E), maio (12F), abril (12G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



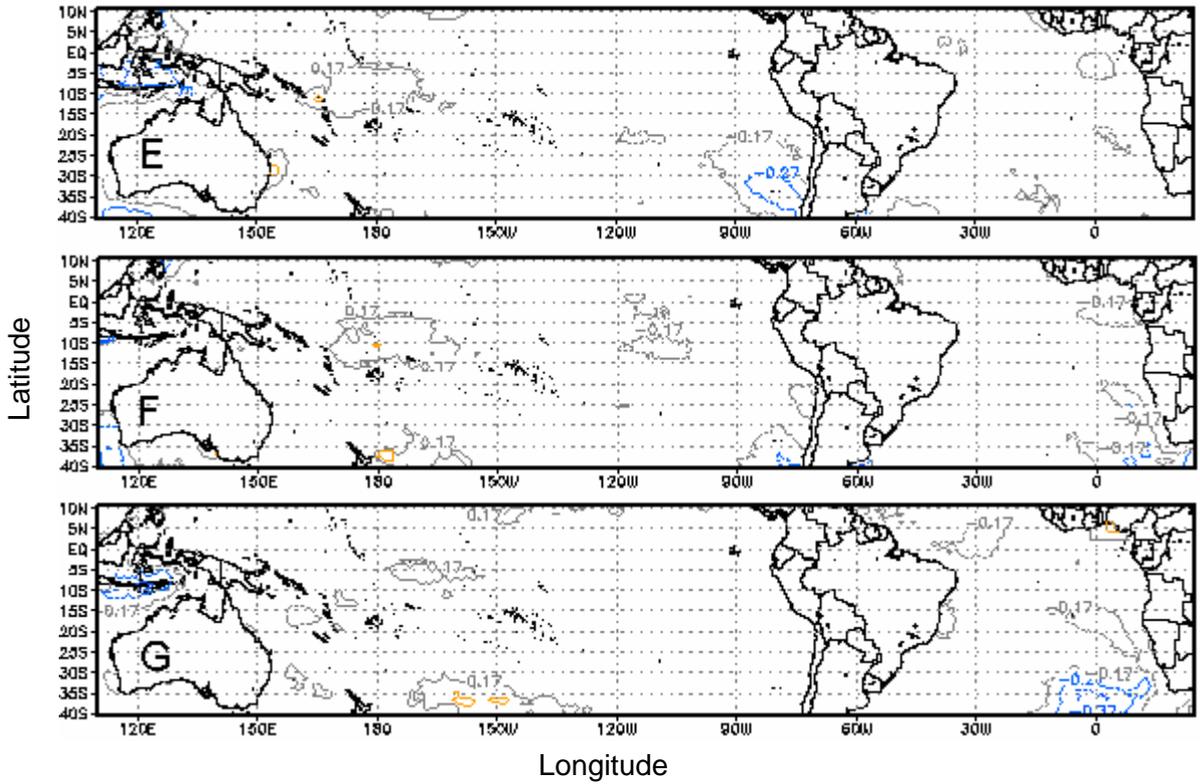
APÊNDICE 13. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (13E), agosto (13F), julho (13G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



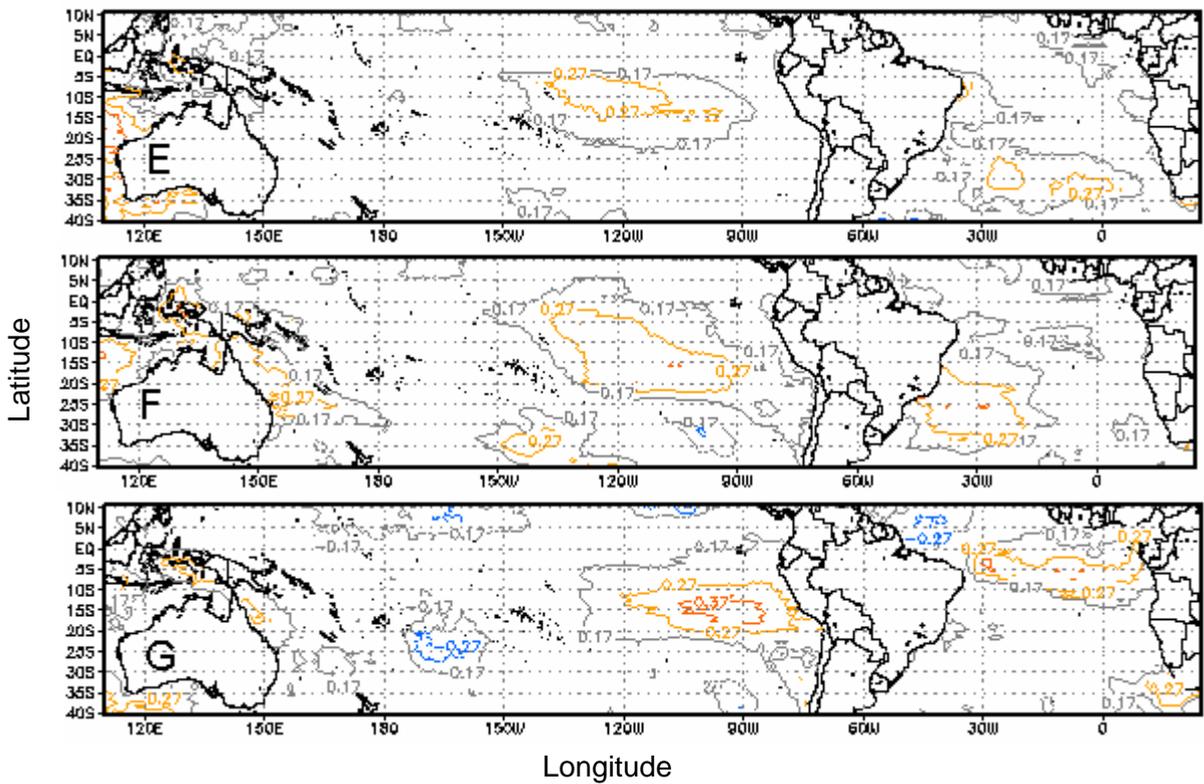
APÊNDICE 14. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (14E), novembro (14F), outubro (14G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



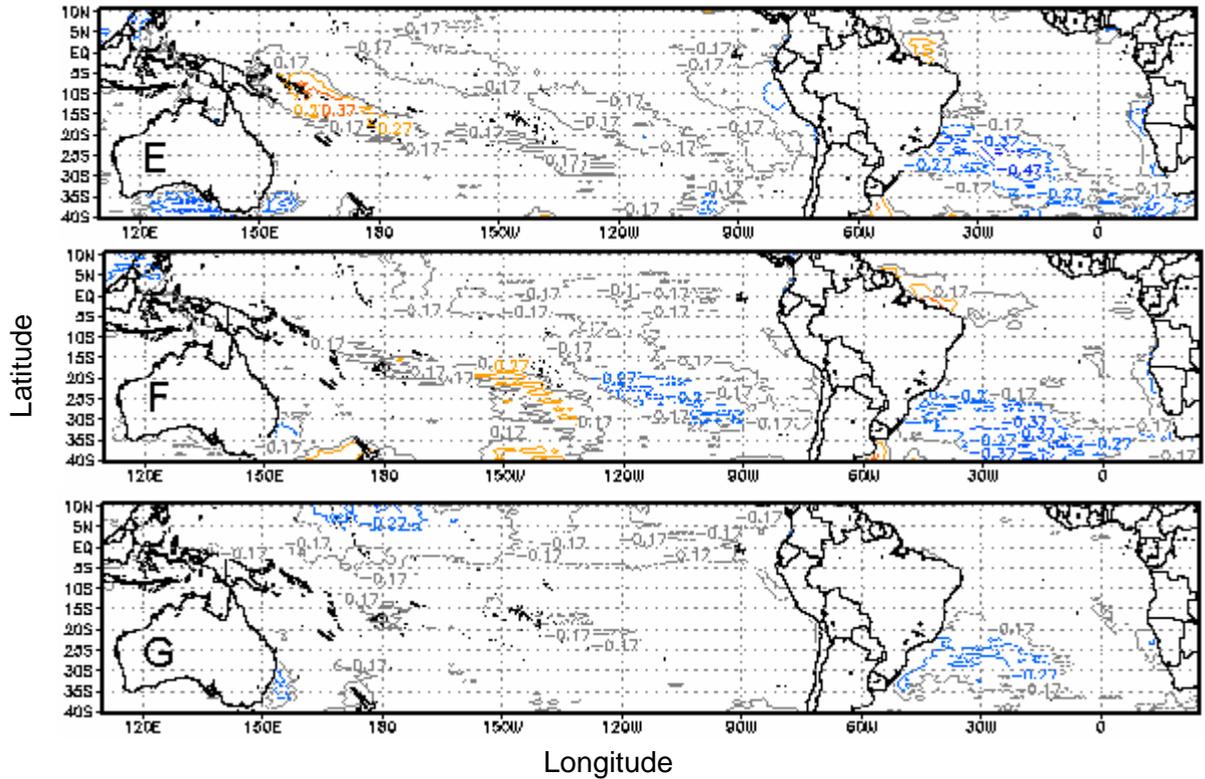
APÊNDICE 15. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (15E), fevereiro (15F), janeiro (15G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



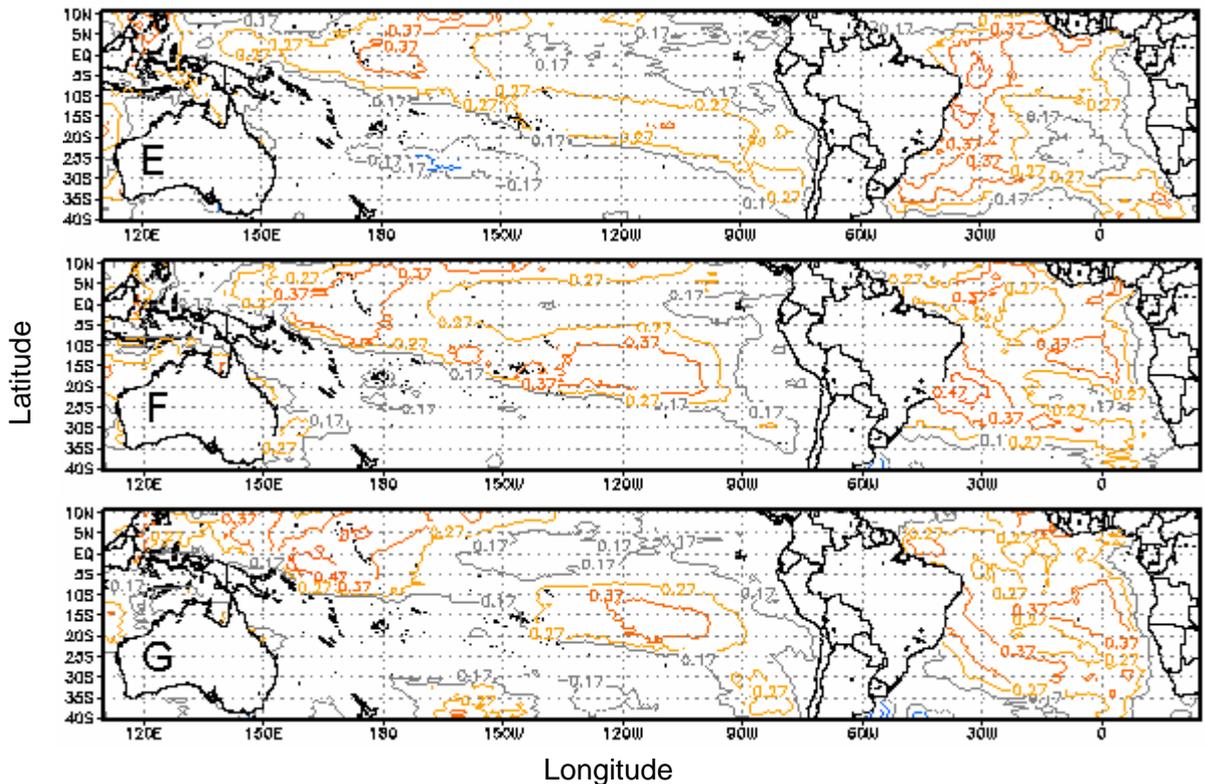
APÊNDICE 16. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (16E), maio (16F), abril (16G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



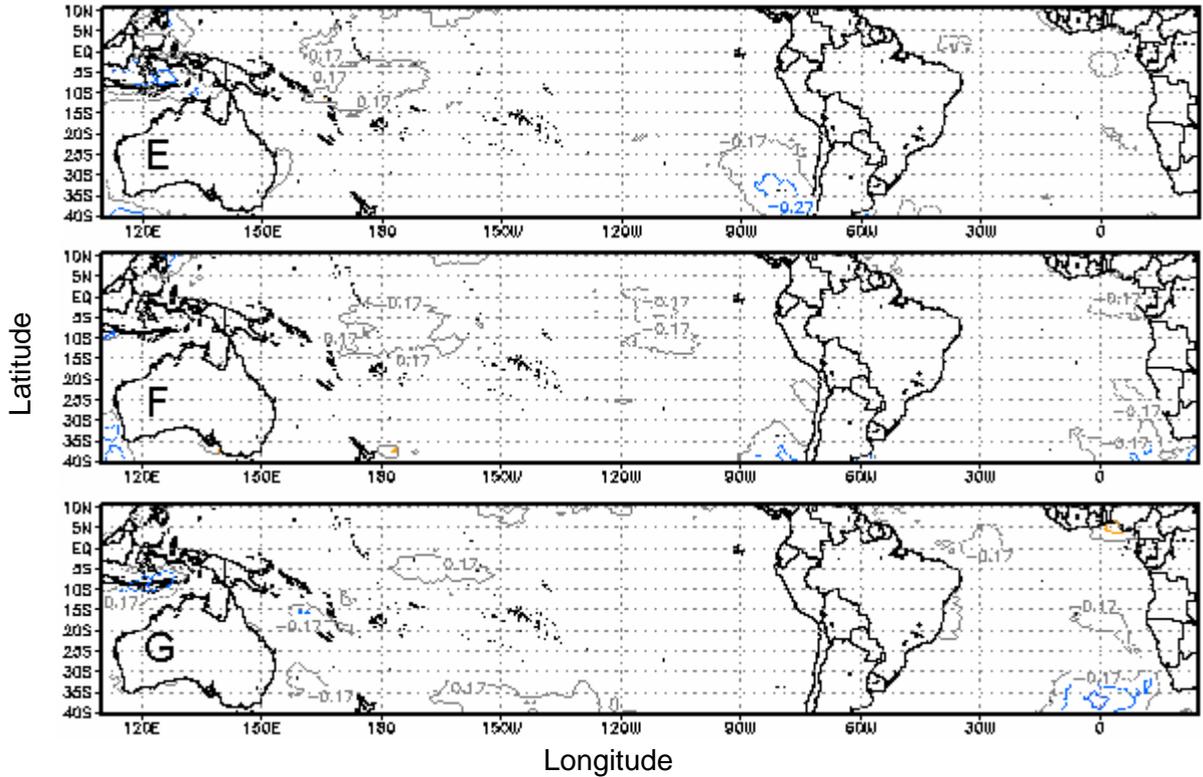
APÊNDICE 17. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (17E), agosto (17F), julho (17G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



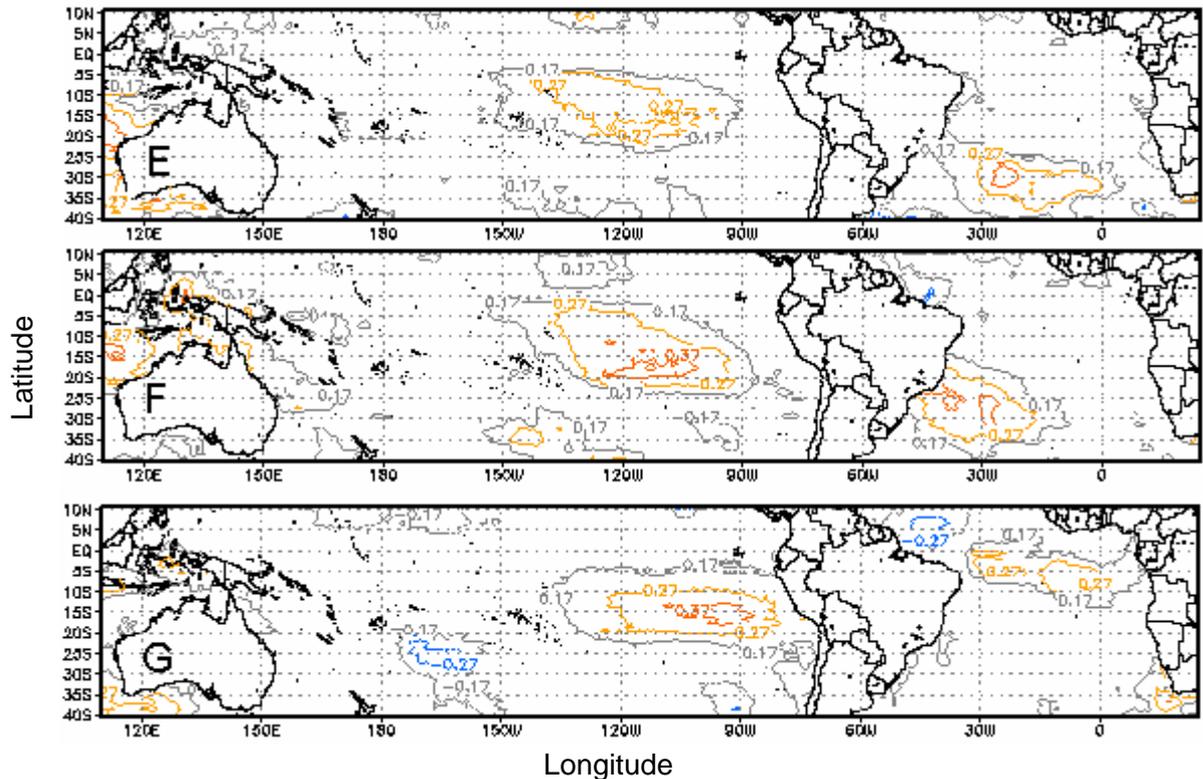
APÊNDICE 18. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (18E), novembro (18F), outubro (18G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



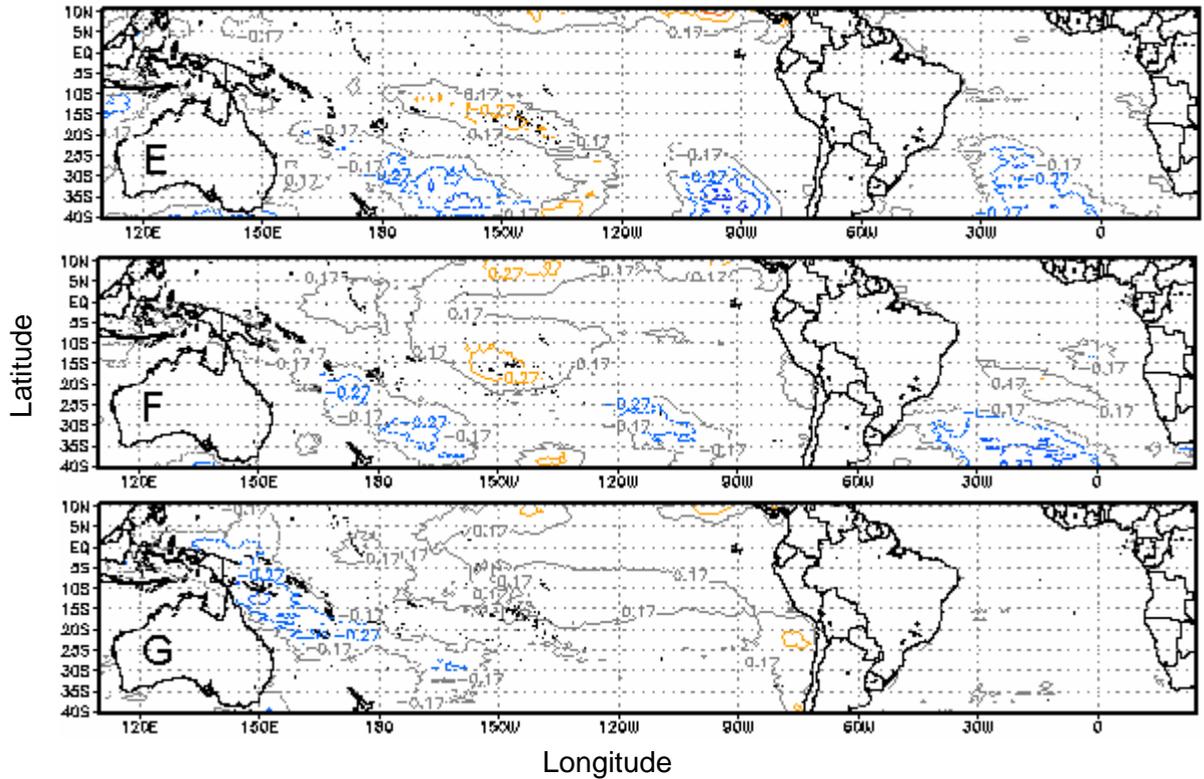
APÊNDICE 19. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (19E), fevereiro (19F), janeiro (19G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



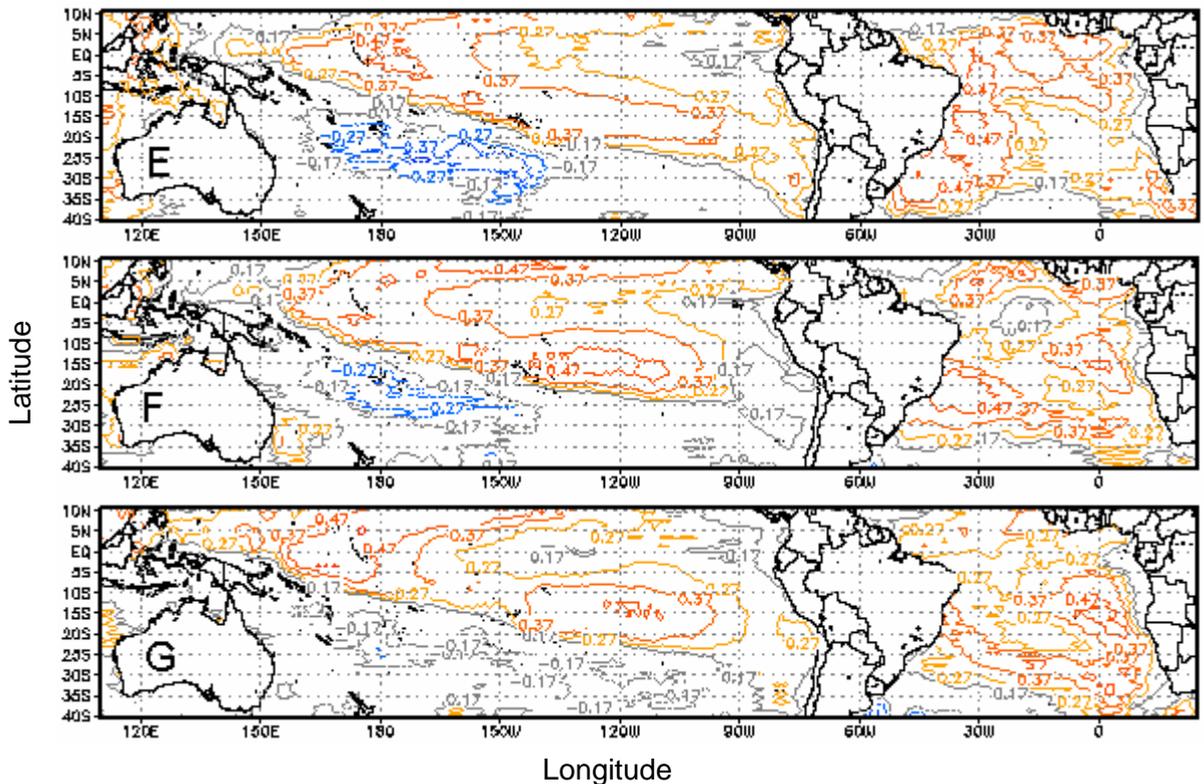
APÊNDICE 20. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (20E), maio (20F), abril (20G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



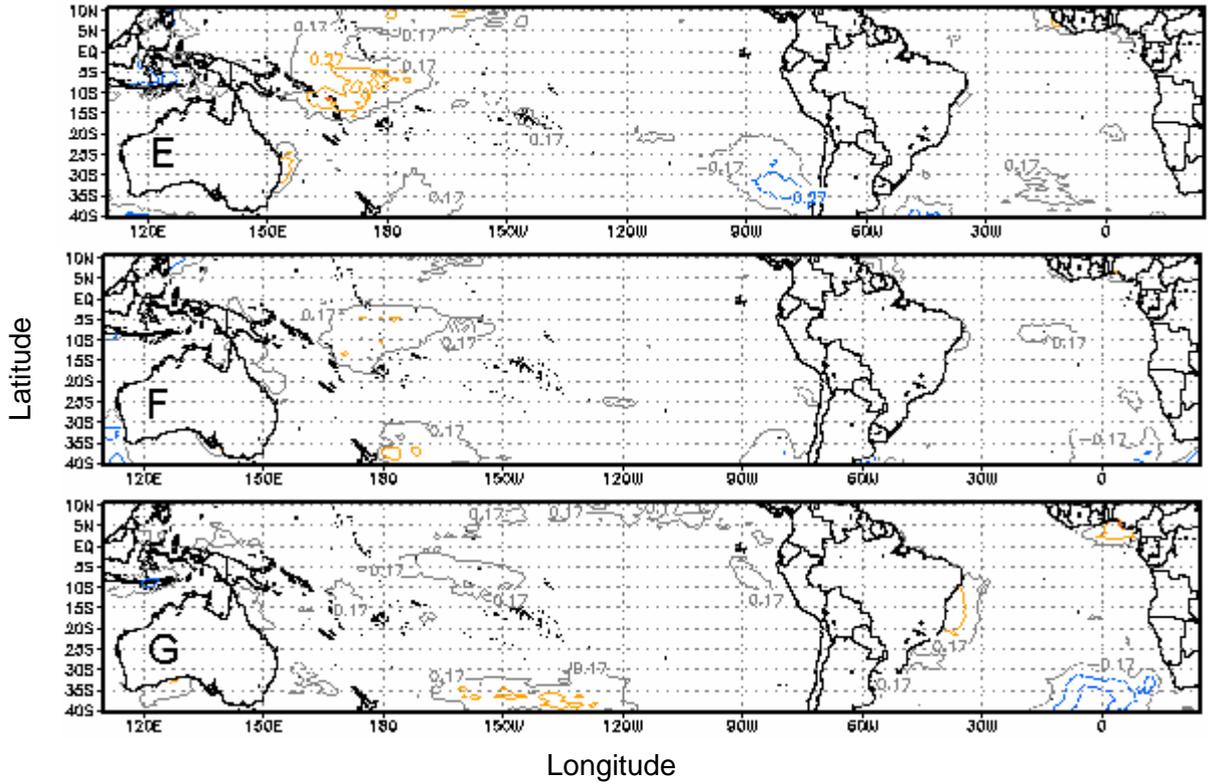
APÊNDICE 21. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (21E), agosto (21F), julho (21G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



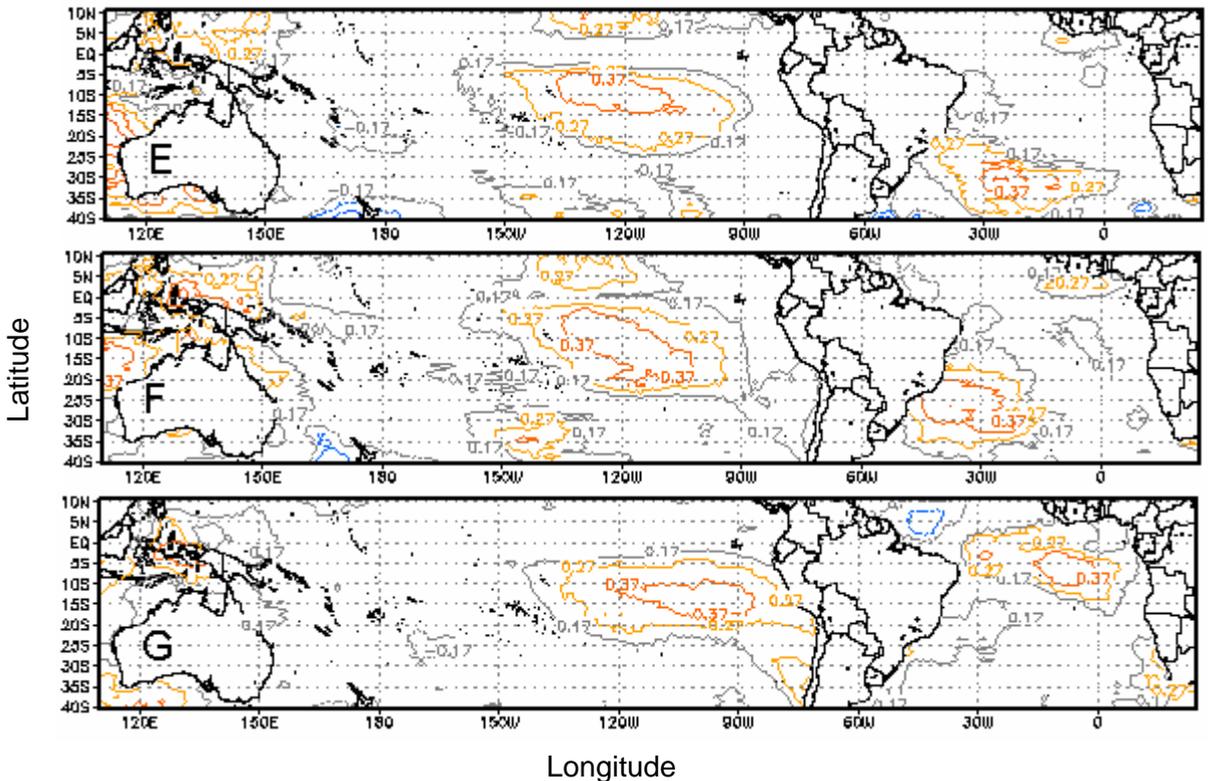
APÊNDICE 22. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (22E), novembro (22F), outubro (22G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



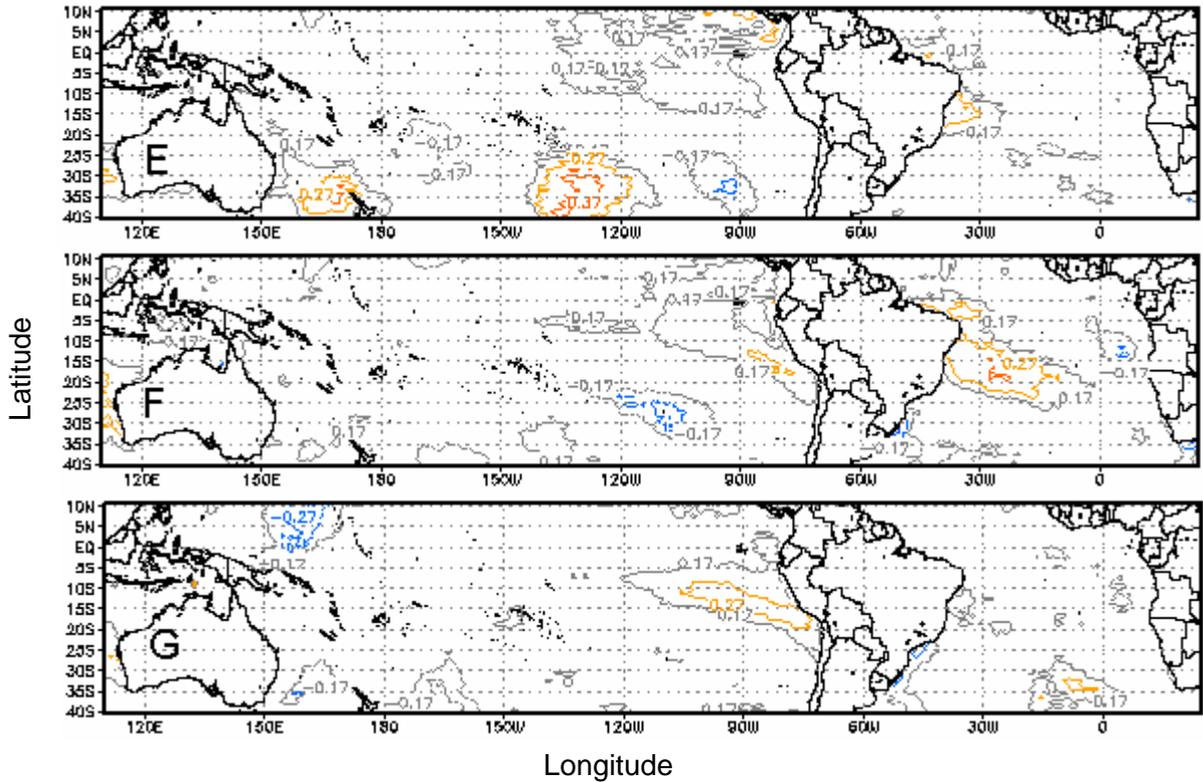
APÊNDICE 23. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (23E), fevereiro (23F), janeiro (23G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



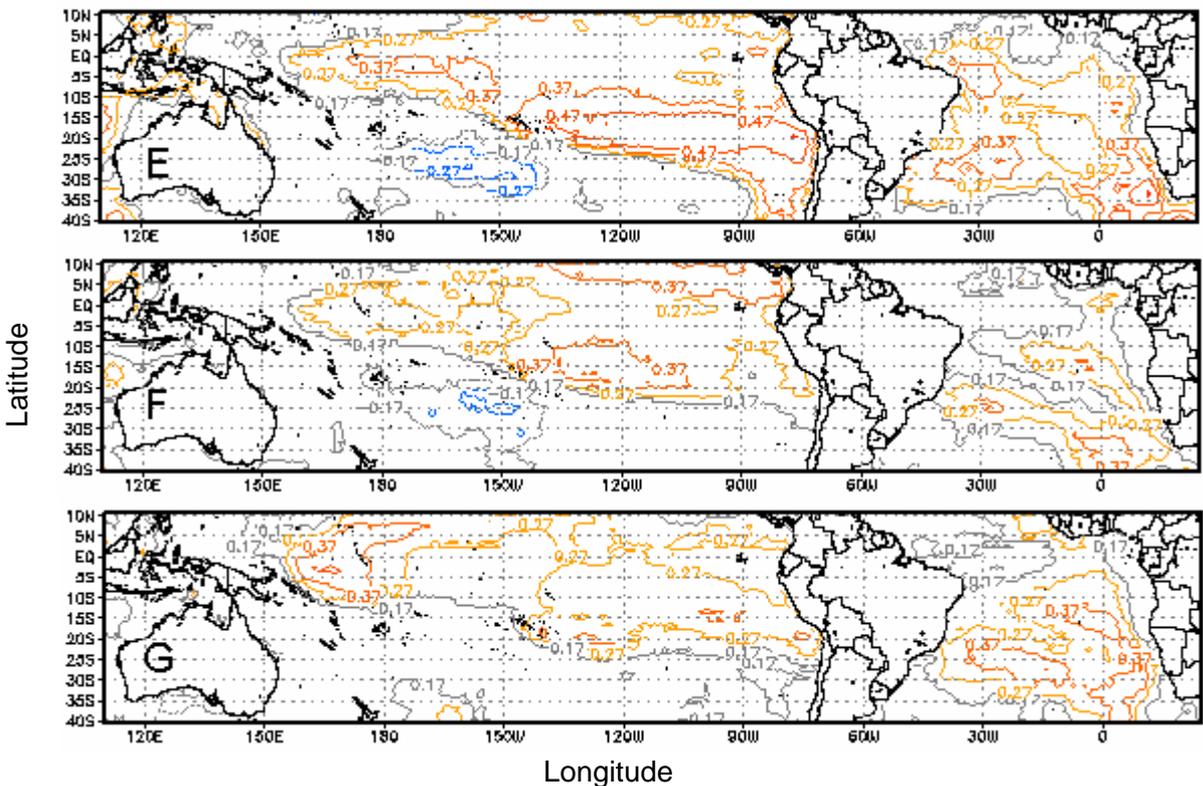
APÊNDICE 24. Isolinhas de correlação entre a temperatura máxima do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (24E), maio (24F), abril (24G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



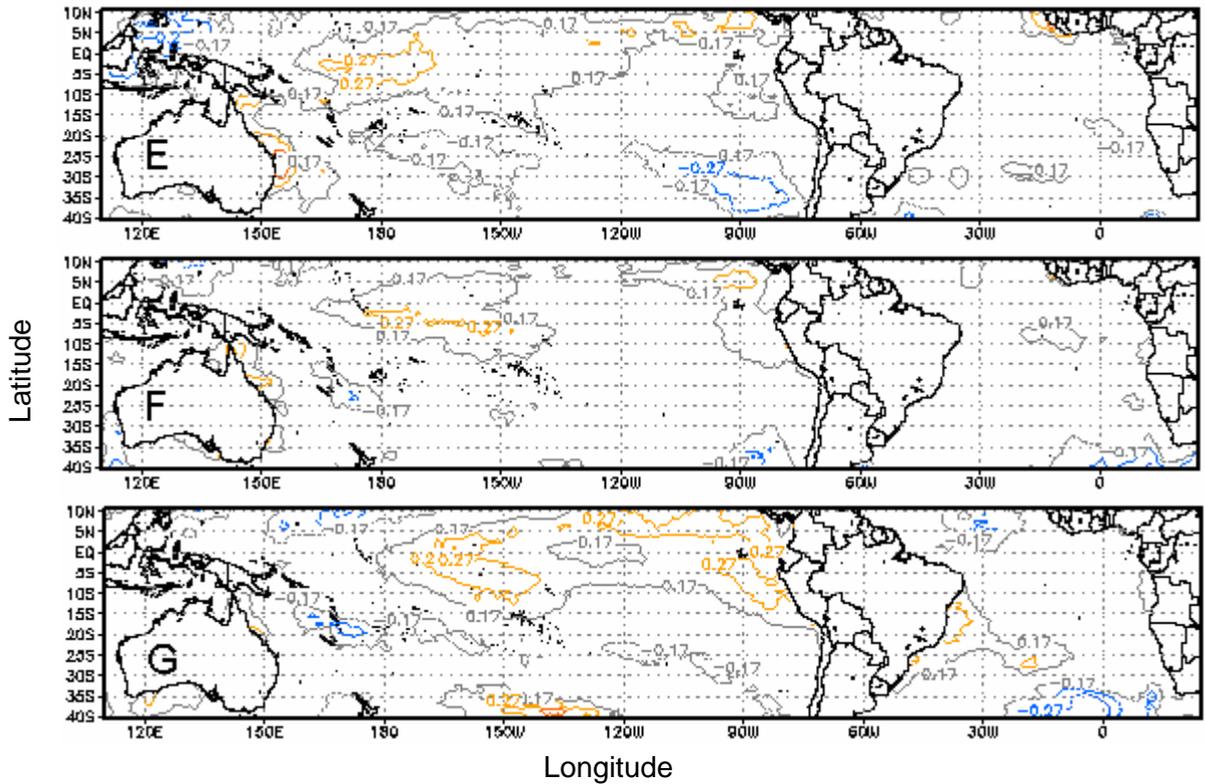
APÊNDICE 25. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (25E), agosto (25F), julho (25G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



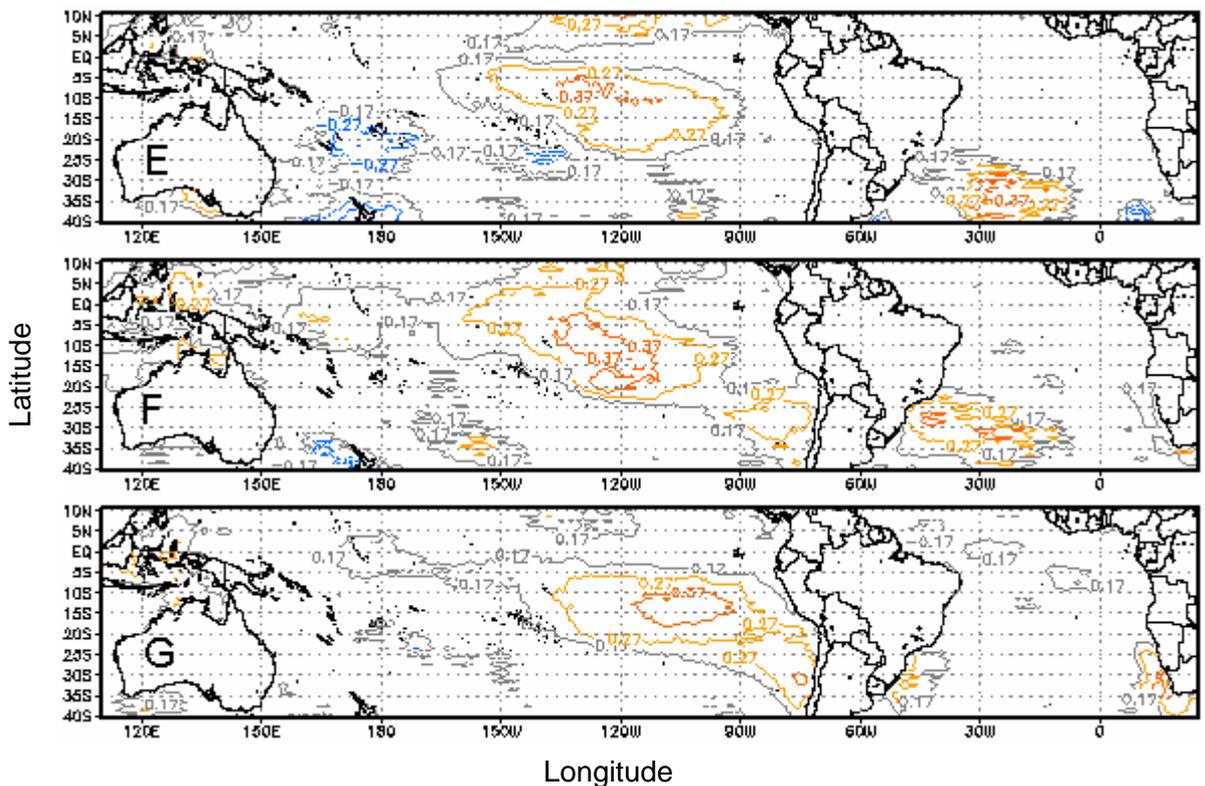
APÊNDICE 26. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (26E), novembro (26F), outubro (26G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



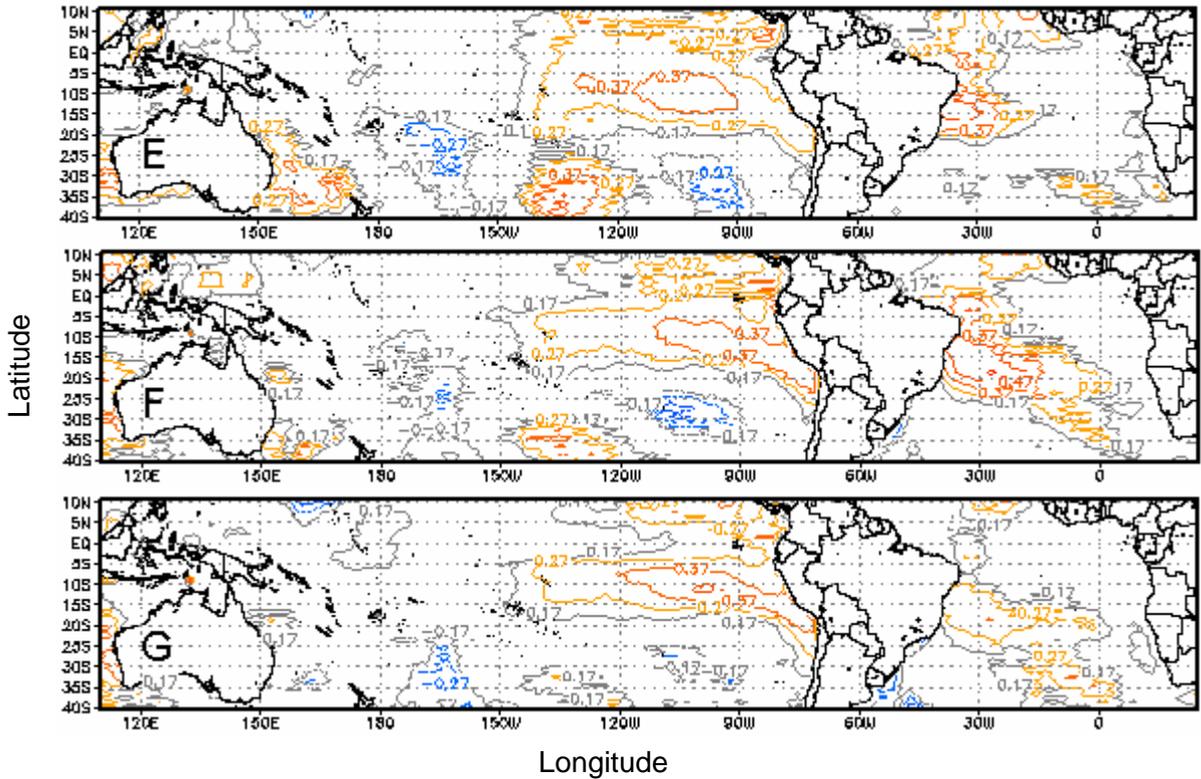
APÊNDICE 27. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (27E), fevereiro (27F), janeiro (27G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



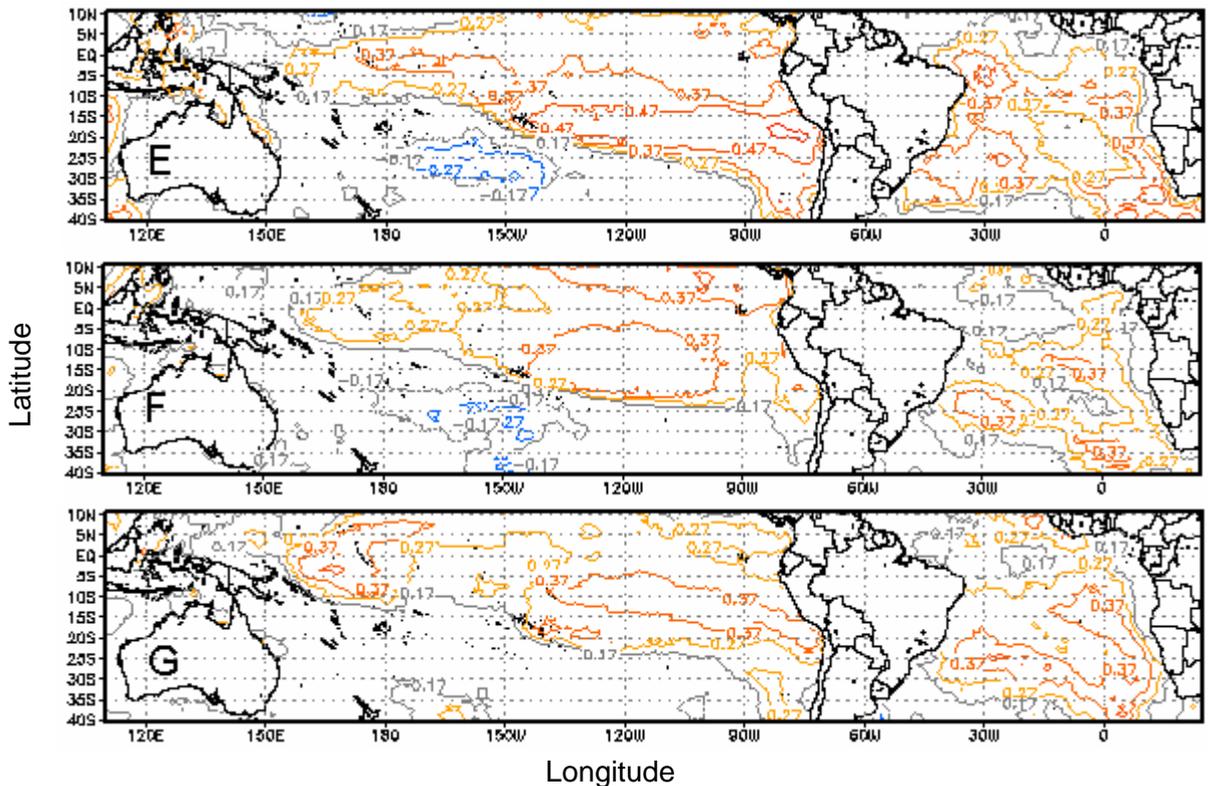
APÊNDICE 28. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R1 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (28E), maio (28F), abril (28G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



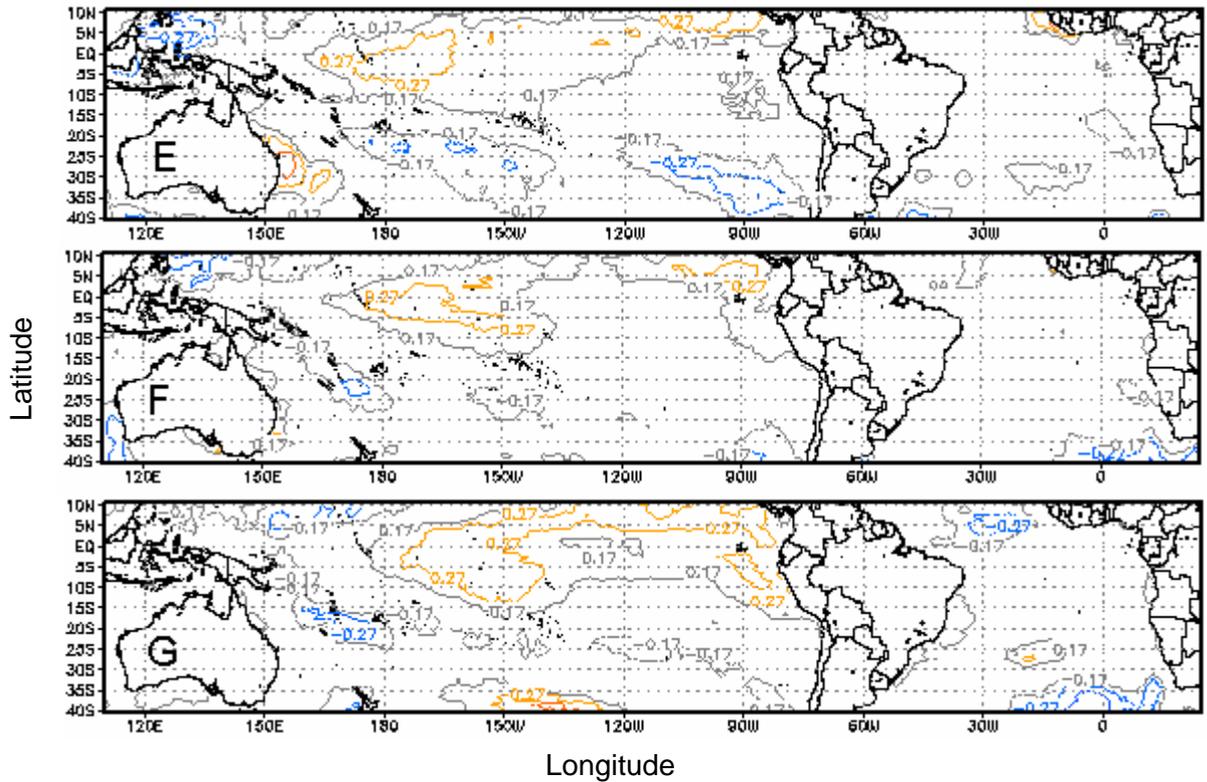
APÊNDICE 29. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (29E), agosto (29F), julho (29G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



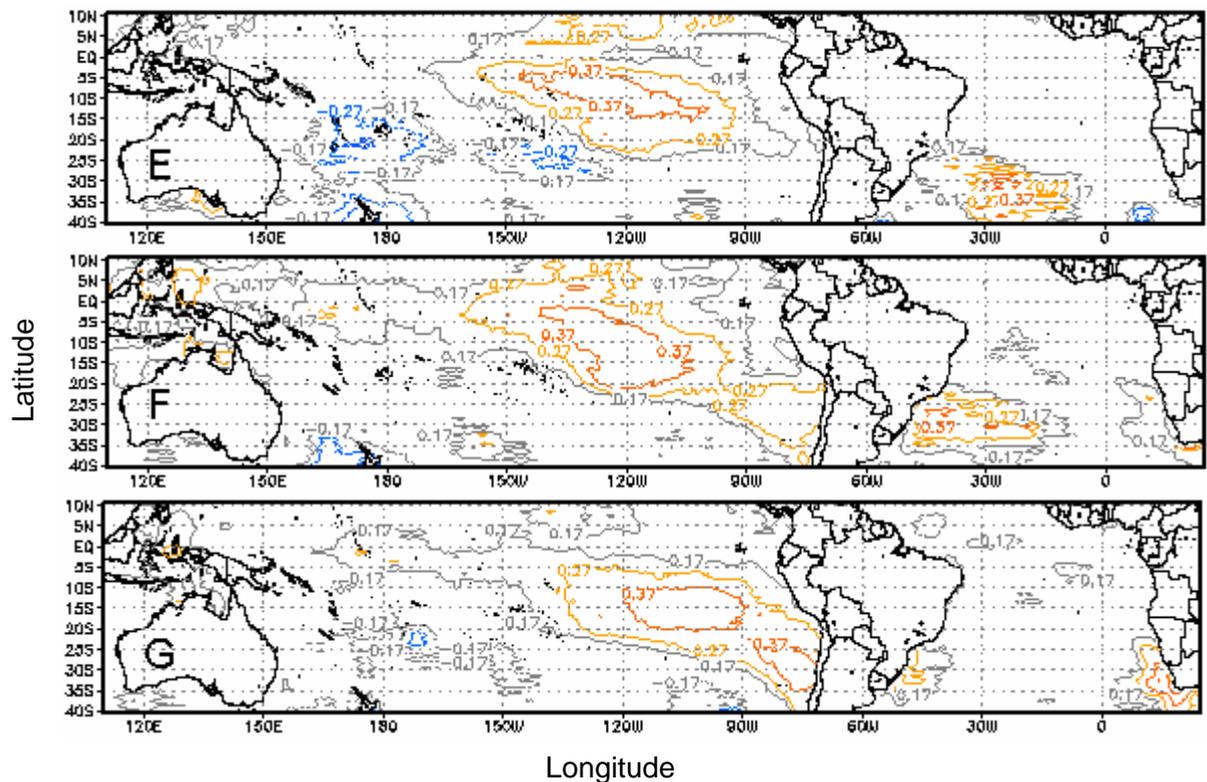
APÊNDICE 30. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (30E), novembro (30F), outubro (30G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



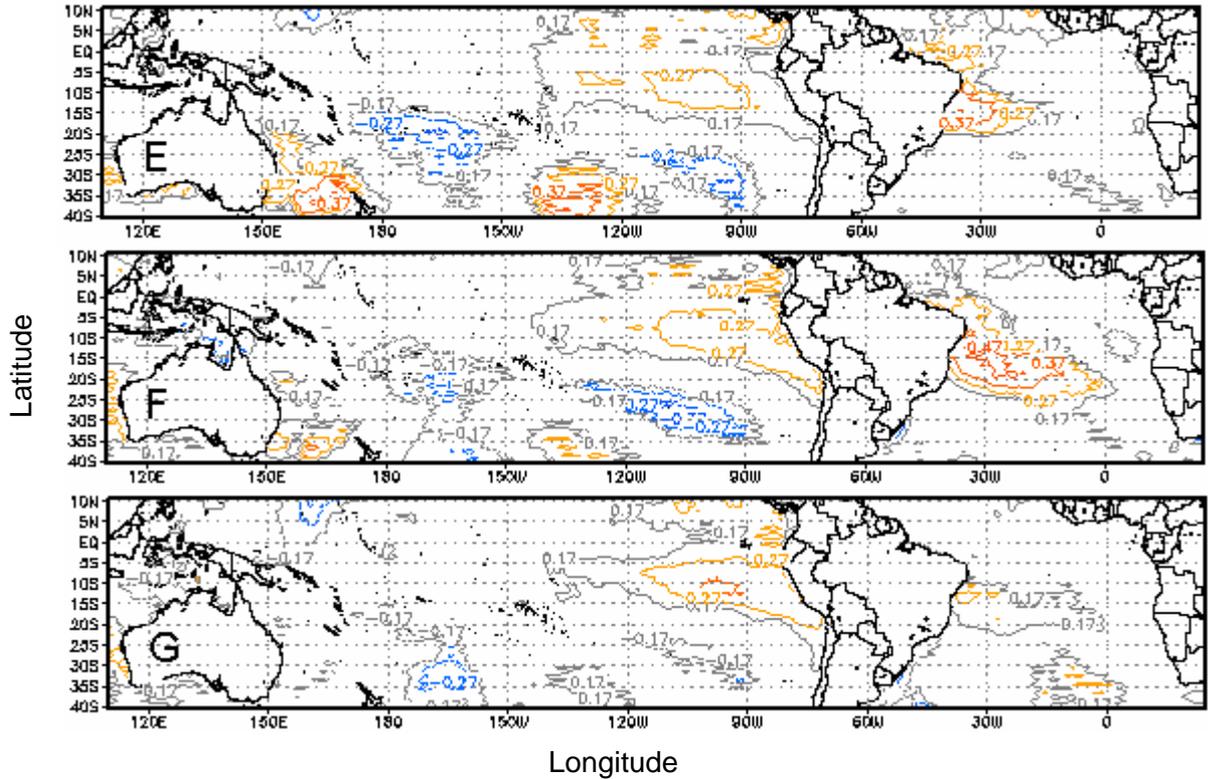
APÊNDICE 31. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (31E), fevereiro (31F), janeiro (31G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



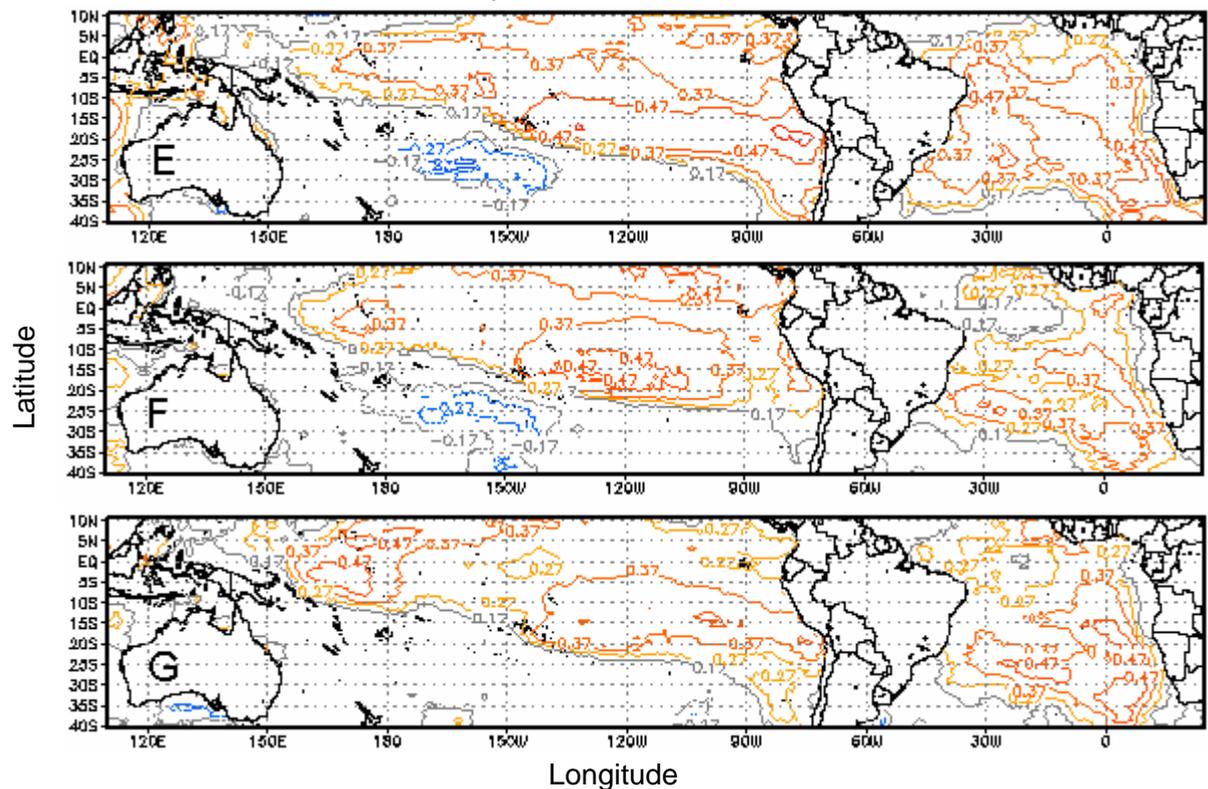
APÊNDICE 32. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R2 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (32E), maio (32F), abril (32G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



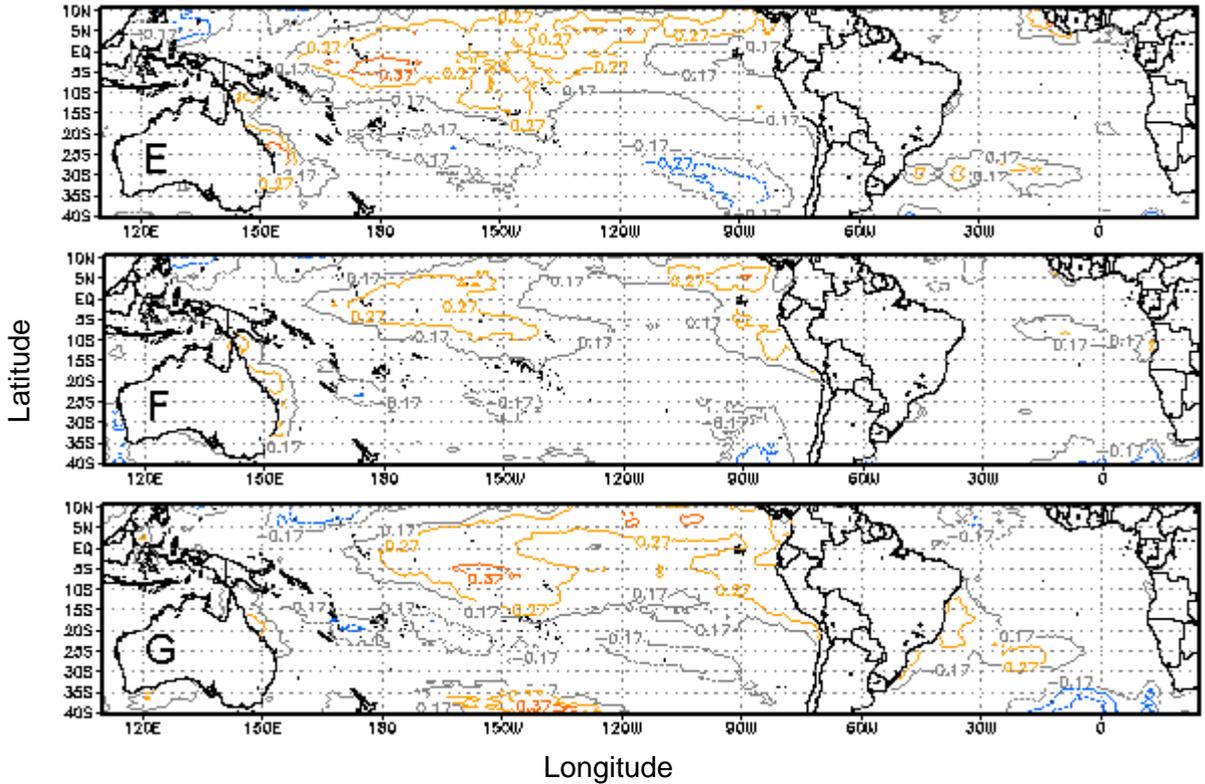
APÊNDICE 33. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (33E), agosto (33F), julho (33G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



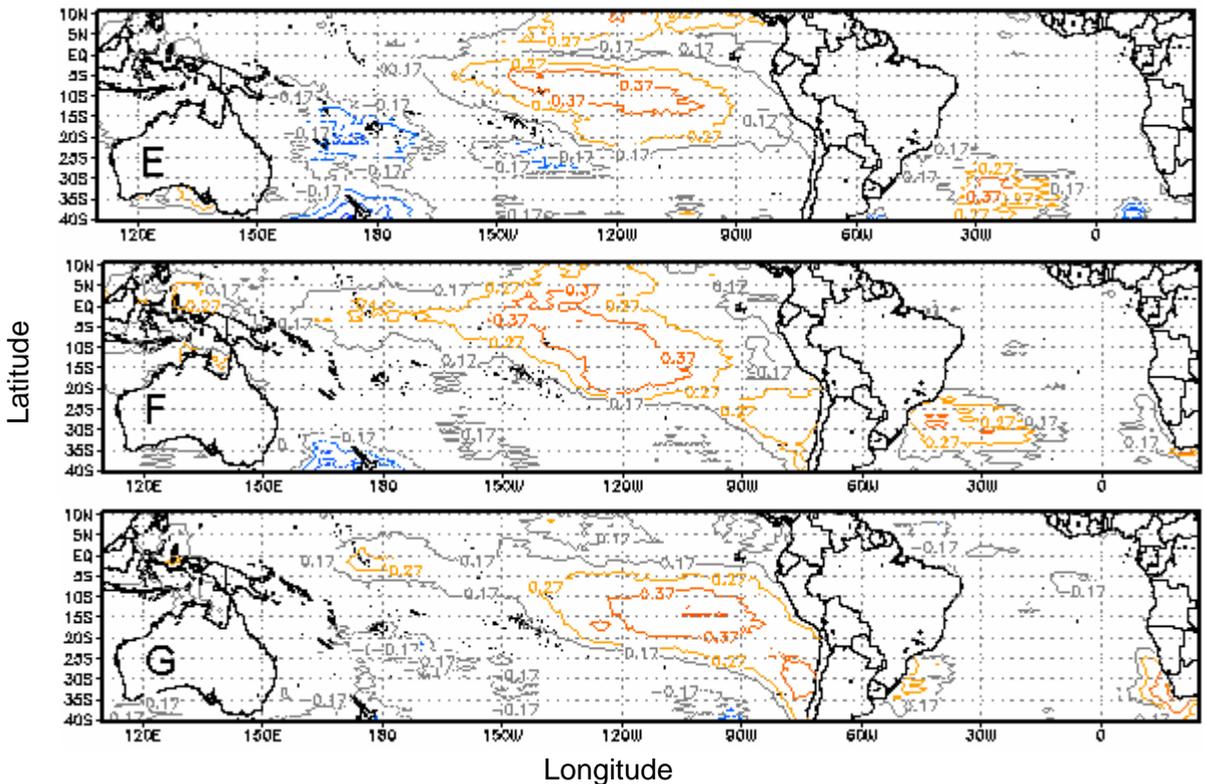
APÊNDICE 34. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (34E), novembro (34F), outubro (34G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



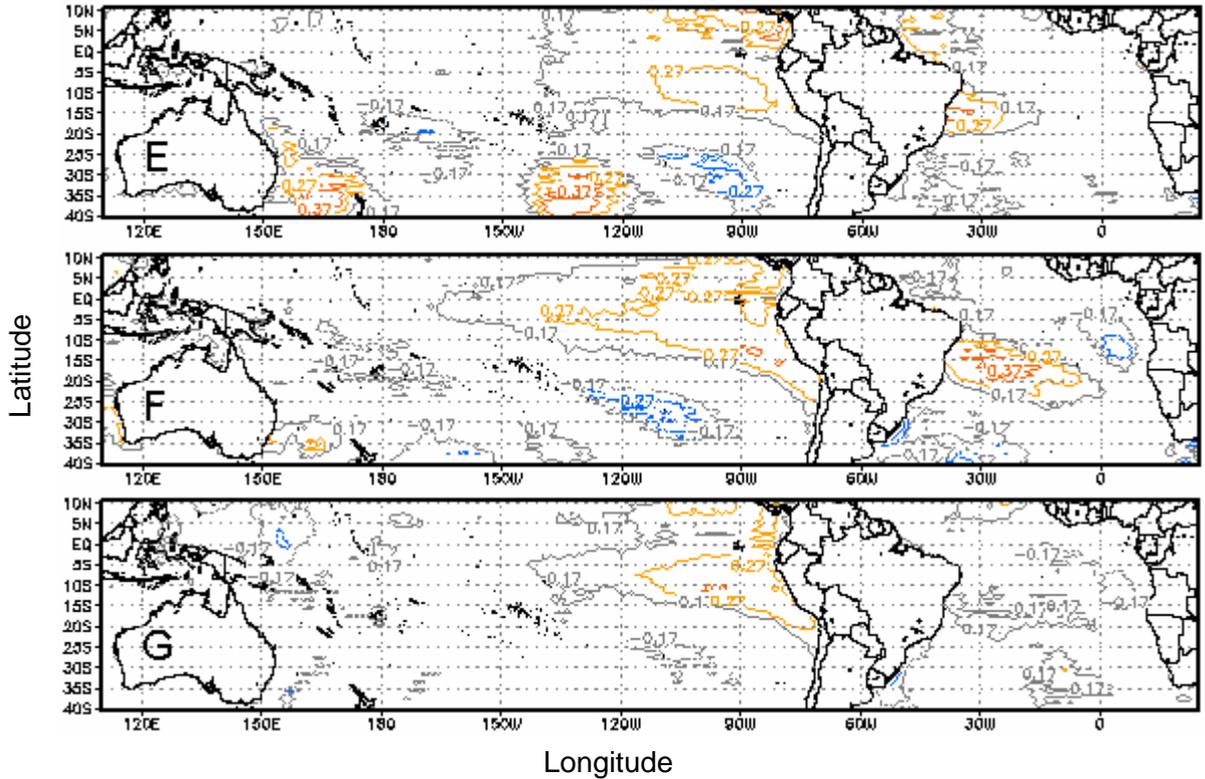
APÊNDICE 35. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (35E), fevereiro (35F), janeiro (35G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



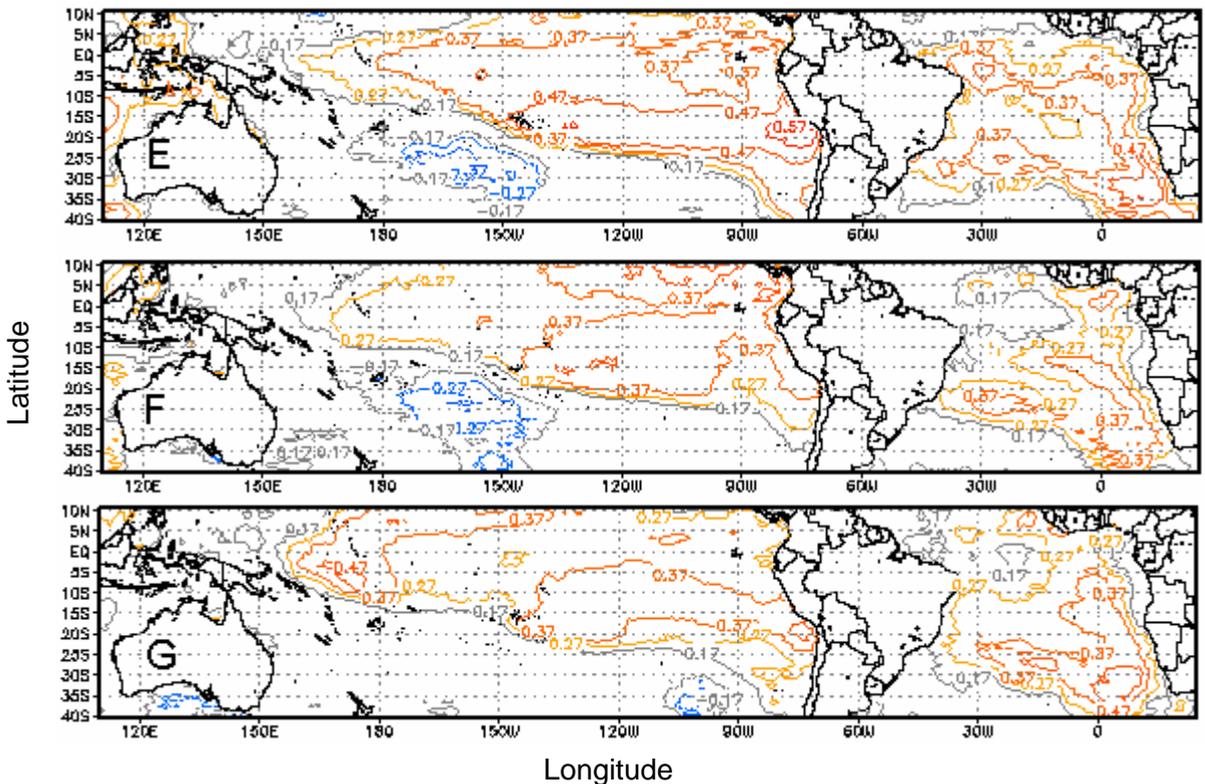
APÊNDICE 36. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R3 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (36E), maio (36F), abril (36G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



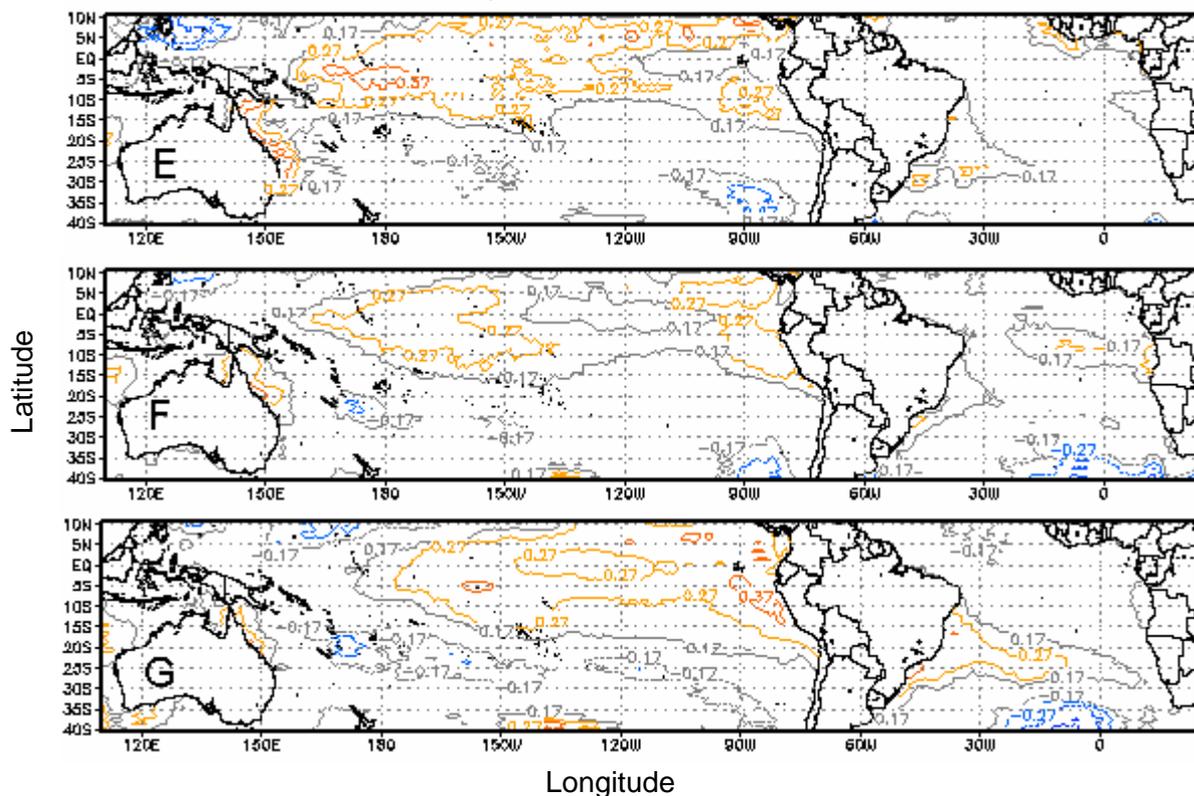
APÊNDICE 37. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de janeiro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de setembro (37E), agosto (37F), julho (37G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



APÊNDICE 38. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de abril da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de dezembro (38E), novembro (38F), outubro (38G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



APÊNDICE 39. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de julho da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de março (39E), fevereiro (39F), janeiro (39G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.



APÊNDICE 40. Isolinhas de correlação entre a temperatura mínima do mês de outubro da região homogênea R4 e TSM dos Oceanos Atlântico e Pacífico de junho (40E), maio (40F), abril (40G), Rio Grande do Sul, período de 1951 a 1998.

