

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS

Programa de Pós-Graduação em Meteorologia



Dissertação

RELAÇÃO ENTRE A CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO E A TEMPERATURA MÍNIMA NA AMÉRICA DO SUL

Dionis Mauri Penning Blank

Pelotas, 2009

Dionis Mauri Penning Blank

RELAÇÃO ENTRE A CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO E A
TEMPERATURA MÍNIMA NA AMÉRICA DO SUL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Meteorologia da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências (área do conhecimento: Meteorologia).

Orientador: Julio Renato Quevedo Marques

Pelotas, 2009

Dados de catalogação na fonte:
Ubirajara Buddin Cruz – CRB-10/901
Biblioteca de Ciência & Tecnologia – UFPel

B642r Blank, Dionis Mauri Penning
 Relação entre a concentração de gelo marinho Antártico e
 a temperatura mínima na América do Sul / Dionis Mauri
 Penning Blank ; orientador Julio Renato Quevedo Marques. –
 Pelotas, 2009. – 116f. : il. color. – Dissertação (Mestrado).
 Programa de Pós-Graduação em Meteorologia. Faculdade de
 Meteorologia. Universidade Federal de Pelotas. Pelotas,
 2009.

 1.Meteorologia. 2.Climatologia. 3.Concentração de gelo.
 4.Temperatura mínima. 5.Antártica. 6.América do Sul.
 7.Modelo de Previsão. I.Marques, Julio Renato Quevedo.
 II.Título

CDD: 551.65

Banca examinadora:

Prof. Dr. Julio Renato Quevedo Marques – UFPel

Prof. Dr. Gilberto Barbosa Diniz – UFPel

Prof. Dr. Flávio Barbosa Justino – UFV

RESUMO

BLANK, Dionis Mauri Penning. Relação entre a concentração de gelo marinho Antártico e a temperatura mínima na América do Sul. 2009. 116f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Meteorologia. Universidade Federal de Pelotas, Pelotas.

A Concentração de Gelo Marinho Antártico (CGMA) é considerada um elemento importante na análise do clima mundial. Contudo, poucos estudos têm investigado sua relação com outros elementos climáticos. Desse modo, o objetivo deste trabalho consistiu em verificar a relação entre a CGMA e a temperatura mínima na América do Sul utilizando duas abordagens. Na primeira, regional, examinou-se a existência de conexão entre a CGMA e as classes fria e quente da temperatura mínima diária, observada em algumas estações meteorológicas do Rio Grande do Sul, no período de 1982 a 2005. Para isso, os dados de temperatura mínima foram transformados em classes fria e quente, por meio da técnica dos quantis, e correlacionados com os setores da CGMA. O coeficiente de correlação mostrou a existência de conexão entre os elementos, com destaque para a influência dos setores dos Mares de Weddell, de Ross e de Bellingshausen e Amundsen, até porque os setores do Oceano Índico e do Oceano Pacífico Oeste apresentam maior distância. Na segunda abordagem, continental, analisou-se a variabilidade da CGMA e sua ligação com a temperatura mínima na América do Sul, observada pela reanálise do NCEP-NCAR, no período de 1982 a 2007. Para isso, os setores de maior variabilidade da CGMA foram identificados por intermédio da técnica de análise de componentes principais, possibilitando o ajuste de um modelo de previsão de temperatura mínima para a América do Sul, baseado na CGMA, com dados previstos pelo modelo e dados observados pela reanálise, mediante o uso da técnica de análise de regressão linear múltipla. As áreas mais predominantes na explicação da variabilidade da CGMA foram encontradas nos setores já citados. O pior (melhor) ajuste do modelo ocorreu no período frio (quente), onde existe maior (menor) variabilidade da temperatura mínima e menor (maior) variabilidade da CGMA.

Palavras-chave: Concentração de gelo. Temperatura mínima. Antártica. América do Sul. Modelo de previsão.

ABSTRACT

BLANK, Dionis Mauri Penning. Relation between the Antarctic Sea ice concentration and low temperatures in South America. 2009. 116f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Meteorologia. Universidade Federal de Pelotas, Pelotas.

The Antarctic Sea Ice Concentration (ASIC) is thought to be an important element in the analysis of the world climate. However, few studies have investigated its relation to other climatic elements. Thus, the aim of this study was to verify the relation between the ASIC and low temperatures in South America through two approaches. The first, regional, investigated the occurrence of a connection between the ASIC and the cold and hot quantiles of the daily lowest temperature as observed in some weather stations in Rio Grande do Sul in the 1982 – 2005 period. For such, low temperature values were transformed into cold and hot quantiles through the quantile technique, and correlated to ASIC sectors. The correlation coefficient showed a connection between the elements, with emphasis on the influence of Weddell, Ross Sea sectors and Bellingshausen and Amundsen Sea sector, especially because the Indian Ocean and the Western Pacific Ocean are farther away. The second approach, continental, analyzed the ASIC variability and its connection with low temperatures observed in South America by means of NCEP-NCAR reanalysis in the 1982 – 2007 period. For such, the sectors of larger ASIC variability were identified through the principal component analysis technique, enabling the adjustment of the ASIC-based low temperature forecasting model to South America to the data set by the model and the observed data in the reanalysis through the multiple lineal regression analysis technique. The prevailing areas for the explanation of ASIC variability were found to be in the sectors above mentioned. The worst (best) adjustment of the model occurred in the cold (hot) period, when there is a greater (smaller) variability of low temperatures and smaller (greater) ASIC variability.

Keywords: Ice concentration. Low temperature. Antarctica. South America. Forecasting model.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Distribuição espacial das estações meteorológicas examinadas no RS.....	28
Figura 2	Figura 2 – Distribuição espacial dos setores da CGMA em perspectiva esferográfica polar (latitude de 90°S – 50°S e 360° de longitude). Os setores são: Mar de Weddell (60°W – 0°), Oceano Índico (0° – 90°E), Oceano Pacífico Oeste (90°E – 150°E), Mar de Ross (150°E – 120°W) e Mares de Bellingshausen e Amundsen (120°W – 60°W). Fonte: Adaptada de Cavalieri e Parkinson (2008).....	30
Figura 3	Percentual de cobertura média de GM Antártico para os meses de janeiro (a), fevereiro (b), março (c), abril (d), maio (e) e junho (f), no período de 1982 a 2005.....	37
Figura 4	Percentual de cobertura média de GM Antártico para os meses de julho (a), agosto (b), setembro (c), outubro (d), novembro (e) e dezembro (f), no período de 1982 a 2005.....	38
Figura 5	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de maio, no período de 1982 a 2005.....	42
Figura 6	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de maio, no período de 1982 a 2005.....	43
Figura 7	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de junho, no período de 1982 a 2005.....	44
Figura 8	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de junho, no período de 1982 a 2005.....	45
Figura 9	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de julho, no período de 1982 a	

	2005.....	48
Figura 10	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de julho, no período de 1982 a 2005.....	49
Figura 11	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005.....	50
Figura 12	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005.....	51
Figura 13	Mapa da América do Sul com as respectivas latitudes e longitudes.....	57
Figura 14	Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em janeiro (a) e (b), fevereiro (c) e (d) e março (e) e (f).....	71
Figura 15	Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em abril (a) e (b), maio (c) e (d) e junho (e) e (f).....	72
Figura 16	Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em julho (a) e (b), agosto (c) e (d) e setembro (e) e (f).....	73
Figura 17	Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em outubro (a) e (b), novembro (c) e (d) e dezembro (e) e (f).....	74
Figura 18	Figura 18 – Esquema do padrão de circulação atmosférica obtido em resposta a eventos de El Niño, sobreposto à temperatura da superfície do mar. Fonte: Yuan (2004).....	76
Figura 19	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de janeiro (a) e fevereiro (b).....	78
Figura 20	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de março (a) e abril (b).....	79

Figura 21	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de maio (a) e junho (b).....	80
Figura 22	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de maio julho (a) e agosto (b).....	81
Figura 23	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de setembro (a), outubro (b), novembro (c) e dezembro (d).....	82
Figura 24	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os trimestres 1 (a) e 2 (b).....	83
Figura 25	Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os trimestres 3 (a) e 4 (b).....	84

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Coordenadas espaciais das estações meteorológicas estudadas no RS.....	28
Tabela 2	Percentual da variância explicada (individual e total) da CGMA pelas CP, para os todos os meses, no período de 1982 a 2007, com destaque (em vermelho) para as CP que explicaram $\geq 5\%$ da variância total.....	69

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

GM	Gelo Marinho
CCA	Corrente Circumpolar Antártica
ENSO	El Niño-Southern Oscillation
HN	Hemisfério Norte
NAM/AO	Northern Annular Mode/Arctic Oscillation
HS	Hemisfério Sul
SAM/AAO	Southern Annular Mode/Antarctic Oscillation
LGM	Last Glacial Maximum
CGMA	Concentração de Gelo Marinho Antártico
AS	América do Sul
ADP	Antarctic Dipole
RS	Rio Grande do Sul
8º DISME	8º Distrito de Meteorologia (RS)
INMET	Instituto Nacional de Meteorologia
NOAA	National Oceanic & Atmospheric Administration
OI	Optimum Interpolation
SST	Sea Surface Temperature
v2	Version 2
NCEP	National Center for Environmental Prediction
NCAR	National Center for Atmospheric Research Reanalysis
NetCDF	Network Common Data Form
GrADS	Grid Analysis and Display System
DOE	Department of Energy
AMIP-II R-2	Atmospheric Model Intercomparison Project-II Reanalysis-2
CP	Componentes Principais

LISTA DE APÊNDICES

Apêndice 1	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	93
Apêndice 2	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	94
Apêndice 3	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de março, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	95
Apêndice 4	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de abril, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	96
Apêndice 5	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de maio, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	97
Apêndice 6	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de junho, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	98
Apêndice 7	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de julho, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o	

	Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	99
Apêndice 8	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	100
Apêndice 9	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	101
Apêndice 10	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	102
Apêndice 11	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de novembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	103
Apêndice 12	Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de dezembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).....	104
Apêndice 13	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005.....	105
Apêndice 14	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005.	106

Apêndice 15	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005.	107
Apêndice 16	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005.	108
Apêndice 17	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de março, no período de 1982 a 2005.	109
Apêndice 18	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de março, no período de 1982 a 2005.	110
Apêndice 19	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de abril, no período de 1982 a 2005.....	111
Apêndice 20	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de abril, no período de 1982 a 2005.....	112
Apêndice 21	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005.	113
Apêndice 22	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005.	114
Apêndice 23	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da	

	temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005.	115
Apêndice 24	Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005.	116

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL.....	17
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	21
3 COMPORTAMENTO DA CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO RELACIONADO ÀS CLASSES FRIA E QUENTE DA TEMPERATURA MÍNIMA NO RIO GRANDE DO SUL.....	26
3.1 Introdução.....	26
3.2 Materiais e métodos.....	28
3.2.1 Dados.....	28
3.2.1.1 Temperatura mínima diária.....	28
3.2.1.2 Concentração de gelo.....	29
3.2.2 Metodologia.....	30
3.2.2.1 Técnica dos quantis.....	30
3.2.2.2 Coeficiente de correlação.....	33
3.2.2.3 Teste t de Student.....	34
3.3 Resultados e discussão.....	36
3.3.1 Comportamento médio mensal do gelo marinho Antártico.....	36
3.3.2 Classes fria e quente da temperatura mínima diária e correlação com os setores da concentração de gelo marinho Antártico.....	39
3.3.2.1 Classes fria e quente da temperatura mínima diária.....	39
3.3.2.2 Correlação entre as classes fria e quente da temperatura mínima diária e os setores da concentração de gelo marinho Antártico.....	40
3.4 Conclusões.....	52
4 RELAÇÃO ENTRE A VARIABILIDADE DA CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO E A TEMPERATURA MÍNIMA NA AMÉRICA DO SUL.....	54
4.1 Introdução.....	54
4.2 Materiais e métodos.....	56

4.2.1 Dados.....	56
4.2.1.1 Temperatura mínima mensal.....	56
4.2.1.2 Concentração de gelo.....	57
4.2.2 Metodologia.....	58
4.2.2.1 Análise de componentes principais.....	58
4.2.2.2 Análise de regressão linear múltipla.....	65
4.2.2.3 Teste t de Student.....	67
4.3 Resultados e discussão.....	68
4.3.1 Variabilidade da concentração de gelo marinho Antártico.....	68
4.3.2 Modelo de temperatura mínima ajustado aos escores das componentes derivados da concentração de gelo marinho Antártico.....	77
4.4 Conclusões.....	84
REFERÊNCIAS.....	86
Apêndices.....	92

1 INTRODUÇÃO GERAL

O Gelo Marinho (GM) é caracterizado em termos de espessura, concentração (percentual de área coberta), idade e espessura da camada de neve superior. Destacam-se ainda, o *freeboard*¹ (altura pela qual o GM se estende além da superfície do oceano) e o *ice draft* (extensão descendente da coluna de gelo e neve). Em algumas situações o monitoramento é árduo, visto que há a necessidade de observação *in situ*, em vez de sensoriamento remoto, embora a concentração de gelo possa ser inferida por satélites² (STORCH; ZWIERS, 2000).

Os mantos de gelo continentais são dominados pela Antártica e Groenlândia que são as regiões com maior valor de massa da criosfera³ ($53 \times 10^3 \text{ Kg m}^{-2}$ e $5 \times 10^3 \text{ Kg m}^{-2}$, respectivamente), e ocupam 2,7% e 0,35% da superfície da Terra, respectivamente. Além dos mantos de gelo, bem como das geleiras de montanha, da cobertura de neve e do gelo no subsolo (permafrost), a criosfera é composta pelo GM Ártico e Antártico, com áreas equivalentes a 3% (março) e 4% (setembro) da superfície da Terra, respectivamente (WALLACE; HOBBS, 2006).

A importância climática da criosfera fica mais evidente a partir de estudos numéricos. Modelos de circulação geral de clima geralmente mostram um aquecimento maior nas regiões polares que nas regiões tropicais para um cenário futuro de aquecimento global, o que se deve, principalmente, ao mecanismo

¹ O *Freeboard* pode ser negativo se houver cobertura de neve significativa.

² O satélite mede a radiação refletida pela superfície, sendo a concentração de gelo indiretamente derivada deste registro. O resultado é referido como *pseudo* concentração de gelo. Às vezes, a incerteza sobre a transformação resulta em *pseudo* concentração de gelo abaixo de 0% ou acima de 100%.

³ A criosfera se refere ao gelo e neve existentes na superfície da Terra. Ela contribui para o equilíbrio térmico do sistema climático, para a refletividade ou albedo da Terra, influencia a circulação termohalina, levando para os pólos água doce, e influencia o nível do mar global, armazenando uma quantidade significativa de água.

dinâmico conhecido como retroalimentação climática, em função do albedo do GM. Com o aquecimento da atmosfera adjacente, existe um derretimento do gelo, favorecendo uma maior absorção de radiação solar e reforçando o aquecimento inicial (JUSTINO et al., 2007).

A faixa costeira da Antártica tem características exclusivas, sendo uma delas a localização da costa que muda drasticamente de acordo com as estações do ano. O gelo avança mais rapidamente em maio e junho, alcançando cobertura máxima em setembro, e retrai mais rapidamente em novembro e dezembro, alcançando cobertura mínima em fevereiro (DEACON, 1985). Desse modo, as extensões máxima em setembro (18,8 milhões de km²) e mínima em fevereiro (3,6 milhões de km²) resultam numa variação (15,2 milhões de km²) que supera a própria área do continente (14 milhões de km²) (FERRON, 1999).

Outra característica destacável é que a região oceânica ao redor do continente Antártico é a única em que o fluxo de água é contínuo ao redor de todo o globo devido à falta de continentes entre as latitudes aproximadas de 40°S e 60°S. Consequentemente, a circulação oceânica local se aproxima da situação da circulação atmosférica da região. A principal corrente gerada por esse mecanismo é a Corrente Circumpolar Antártica (CCA) (TOMCSAK; GODFREY, 2003).

Nesse contexto, a variabilidade climática global e regional é influenciada pelo GM em razão de mecanismos atmosféricos e oceânicos e processos dinâmicos e termodinâmicos hierarquizados em escalas espaciais e temporais atuantes na transferência de energia entre a atmosfera e o oceano subjacente (WALSH, 1983). Os fluxos de calor sensível e latente na atmosfera superior ao GM são menores do que sobre águas oceânicas livres de gelo (PARKINSON, 2004; LIMA, 2007). Desse modo, não apenas por possuir uma maior refletividade da radiação solar, como também por suas próprias características, o GM restringe as trocas de calor, massa e momento, vindo a ser considerado um indicador particularmente sensível das mudanças climáticas de grande escala e longo prazo.

O sistema climático da Terra exhibe vários modos internos de variabilidade que são caracterizados pela distinção dos padrões temporais e espaciais. Na região tropical e em escalas de tempo interanuais, as condições climáticas são moduladas fortemente pelas fases do El Niño-Southern Oscillation (ENSO) ou El Niño-Oscilação Sul (FELDSTEIN, 2000). Porém, sobre médias latitudes e na região polar do Hemisfério Norte (HN), o regime climático é principalmente ditado pela mudança de

fase do Northern Annular Mode (NAM)/Arctic Oscillation (AO) ou Modo Anular do Hemisfério Norte/Oscilação Ártica (ROGERS, 1990). No caso do Hemisfério Sul (HS), o padrão dominante de variabilidade climática é o Southern Annular Mode (SAM)/Antarctic Oscillation (AAO) ou Modo Anular do Hemisfério Sul/Oscilação Antártica, o qual parece estar unido à migração latitudinal do jato subtropical de altos níveis e às variações na intensidade do jato polar (CARVALHO; JONES; AMBRIZZI, 2005), o que, na verdade, afetaria as condições na superfície do HS em associação com mudanças no momento e nas transferências de calor, tema ainda não pacífico (por exemplo, VISBECK; HALL, 2004; WHITE, 2004). Ademais, há evidências de que o SAM é unido firmemente ao ENSO (por exemplo, L'HEUREUX; THOMPSON, 2006; FOGT; BROMWICH, 2006) como também à CCA (WHITE, 2004).

O impacto das mudanças nas condições do clima de superfície (por exemplo, gelo continental, GM e distribuições da temperatura na superfície) no SAM pode ser usualmente investigado com base em experimentos climáticos projetados para intercomparar a natureza do modo de variabilidade segundo o Last Glacial Maximum (LGM) ou Último Máximo Glacial (aproximadamente 20 mil anos atrás) e as condições atuais. Desde que o clima do LGM foi caracterizado por mudanças muito significantes na cobertura do GM no HS e condições extremamente frias ao redor da Península Antártica (por exemplo, PELTIER; SOLHEIM, 2004), poderia ser esperado que a variabilidade significativamente diferente do SAM pudesse ser caracterizada por essas duas épocas (JUSTINO; PELTIER, 2006).

Além disso, os resultados de alguns estudos sugeriram uma amplificação do ENSO durante o LGM (por exemplo, PELTIER; SOLHEIM, 2004). Isso eleva a possibilidade da existência de regimes de teleconexão distintos entre ENSO e SAM dependendo da época de interesse. A existência dessas mudanças tropicais, bem como na superfície oceânica polar condiciona a uma oportunidade única de se estudar a importância dessas retroalimentações climáticas na variabilidade climática do HS polar (JUSTINO; PELTIER, 2006).

Assim, é indiscutível a importância e a variabilidade espacial e temporal do GM Antártico. Contudo, os estudos relativos a essa variável perdem força em respeito à sua influência sobre elementos climáticos (por exemplo, PEZZA; AMBRIZZI, 2004; AQUINO; SETZER; SIMÕES, 2006) quando comparados a outros sobre sua variabilidade e tendência (por exemplo, ZWALLY et al., 2002; CAVALIERI; PARKINSON, 2008; MARSON, 2008; STEIG et al., 2009).

Assim, considerando a escassa produção literária, procurou-se esclarecer a relação entre a Concentração de Gelo Marinho Antártico (CGMA) e a temperatura mínima na América do Sul (AS), abordando o tema em duas linhas: comportamento da CGMA relacionado às classes fria e quente da temperatura mínima no Rio Grande do Sul (RS) e análise da variabilidade da CGMA na temperatura mínima na AS com ajuste de um modelo de temperatura mínima com informações de CGMA.

A escolha da temperatura mínima, em vez de outro elemento, deu-se em razão da necessidade de seu prognóstico adequado, para possibilitar a aplicação de técnicas mais apropriadas de proteção de inúmeros cultivos, até porque a qualidade, o rendimento e a regularidade da produção trazem implicações marcantes à economia. O prejuízo causado pelo frio ou pela geada não é eventual em algumas regiões, desse modo, para que possam ser usados métodos de proteção, é imprescindível uma boa previsão.

Por sua vez, é sabido que, nas atividades agronômicas, a temperatura máxima exerce um significado bioclimático ao longo do ano: nos meses frios pela sua ação desvernalizante e nos meses quentes pela sua ação deprimente, tanto no crescimento como no desenvolvimento das plantas⁴ (MOTA, 1986). Porém, a temperatura mínima é tida como um dos fatores mais importantes para germinação e crescimento de espécies vegetais, influenciando diretamente atividades agrícolas, agropecuárias e humanas (MEZZOMO; DINIZ; BAPTISTA DA SILVA, 2007).

Logo, o objetivo geral do trabalho foi identificar a relação entre a CGMA e a temperatura mínima na AS. Inicialmente, optou-se por verificar a existência de conexão entre a CGMA e a temperatura mínima a nível regional (RS), seguindo-se os seguintes propósitos específicos: transformação dos dados diários de temperatura mínima de cada estação para classes fria e quente e exame da sua correlação com os setores dos Mares Antárticos. Posteriormente, ampliou-se a região de estudo para um âmbito continental (AS), elaborando-se novos propósitos específicos: identificação dos setores de maior variabilidade da CGMA e ajuste de um modelo de temperatura mínima mensal para a AS baseado na CGMA.

⁴ A vernalização é um processo de acumulação de baixas temperaturas por parte da planta desde o estágio de semente germinada até o momento de formação do talo, o que é necessário à sua produção. O efeito da vernalização pode ser destruído pela ação de altas temperaturas durante vários dias. Por outro lado, as altas temperaturas nos meses quentes, deprimem o crescimento (tamanho) e o desenvolvimento (estágio) das plantas por diminuir a fotossíntese, a respiração e a produção de matéria seca.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Satyamurty, Rao e Yamazaki (1986) verificaram o papel da Antártica no clima da AS, revelado por estudos de modelagem, discutindo efeitos ligados à topografia e à inversão térmica em superfície. Ressaltaram que a região do Pólo Sul difere do Pólo Norte devido à existência de uma enorme massa de terra ao redor do primeiro. Como as características físicas das regiões são diferentes, os processos físicos seriam obrigados a diferirem em qualidade e quantidade. Desse modo, as conclusões tiradas de estudos sobre a região Ártica não poderiam ser aplicadas à Antártica. As propriedades estatísticas da circulação geral da atmosfera dependeriam não somente da quantidade total de energia absorvida pelo sistema, mas também da distribuição horizontal e vertical da absorção. Então, grandes mudanças na superfície, como albedo e condutividade térmica sobre a região do Pólo Sul, poderiam influenciar sistemas de tempo regionais e até mesmo hemisféricos. Logo, o clima da Terra necessitaria da Antártica por dois motivos, a saber, os efeitos da topografia, sobre os quais ainda pendem estudos mais conclusivos, e do albedo.

Os autores mencionados destacaram que o interesse da meteorologia brasileira deveria caminhar no sentido de se constatarem as possíveis associações entre o clima Antártico e o clima na AS. Mais especificamente, quais mudanças no clima Antártico precederiam mudanças no clima brasileiro, podendo ser sobre o sul do Brasil, onde a atividade frontal dependeria da posição da margem do GM e do clima Antártico, ou sobre o nordeste, onde as mudanças na circulação de grande escala hemisférica poderiam afetar épocas de seca e umidade. Eles chamam a atenção ao fato de uma pesquisa superficial ter mostrado que existem poucos estudos na literatura abordando esse assunto.

Haymussi (2000) observou a hipótese de que as condições climáticas da Antártica influenciam as da região sul do Brasil, especialmente Santa Catarina, no que se refere à precipitação e à temperatura, no período de 1975 a 1995. O exame mostrou que os resultados mais positivos de correlação ocorreram entre as temperaturas das localidades de Santa Catarina e as da Antártica, seguidos pela correlação da temperatura da Antártica e da precipitação em Santa Catarina. Contudo, destacou que a dinâmica atmosférica existente entre os dois continentes exigiria outros estudos para o conhecimento da velocidade de deslocamento e direção mais precisos das massas de ar em condições climáticas anômalas, o que levaria a se saber a defasagem no espaço para melhor se definir o tempo que a influência climática originada na Antártica levaria para atuar na região sul do país.

Yuan e Martinson (2001) estudaram a relação entre a extensão do GM Antártico e a variabilidade do clima global. Destacaram que a correlação das anomalias do GM Antártico com a temperatura global da superfície produziu quatro padrões de correlação característicos: ENSO como padrão nos Trópicos com correlações fortes no Oceano Índico e América do Norte, um padrão de teleconexão entre as regiões do Pacífico Leste da região Antártica e do Pacífico tropical oeste-central, um Antarctic Dipole (ADP) ou Dipolo Antártico⁵ no Estreito de Drake⁶ e estruturas de banda meridional no Pacífico e Atlântico central estendo-se das regiões polares para as tropicais, até mesmo para o HN. As anomalias de GM Antártico nos setores dos Mares de Amundsen, Bellingshausen e Weddell mostraram ligações polares mais intensas com o clima extrapolar.

A título ilustrativo, segundo Setzer (2003), a Antártica pode se relacionar ao clima e tempo do Brasil de duas formas. Por um lado, no contexto planetário, seria a região continental e oceânica de onde partem as massas de ar frio que irão se misturar com as massas quentes oriundas das regiões equatoriais e tropicais mais aquecidas. Dessa interação resultaria o padrão de circulação atmosférico e o clima geral do planeta. Por outro vértice, em termos regionais, seriam as massas de ar da região do Mar de Weddell que em alguns casos trazem frio e precipitação no inverno

⁵ Foi encontrado um ADP muito forte entre as regiões do Mar de Amundsen e de Weddell. Além disso, o padrão ADP aparece repetidamente quando as anomalias da cobertura de GM Antártico no Pacífico Leste e no Mar de Weddell são correlacionados com a temperatura global. Uma estrutura de banda meridional é frequentemente encontrada nos campos de correlação das anomalias de cobertura de GM na região Antártica do Pacífico Leste.

⁶ O Estreito de Drake marca a separação entre a Antártica e a América do Sul. Está situado aproximadamente em 55°S.

para o sul e sudeste do país. A corrente oceânica das Malvinas, no sentido sul-norte, também afetaria a costa do país, deslocando águas frias e ricas em nutrientes ao longo da costa, e chegando inclusive até Cabo Frio, no Rio de Janeiro, onde causaria o fenômeno da ressurgência ou afloramento.

Pezza e Ambrizzi (2004) examinaram as oscilações interanuais do GM ao redor da Antártica para o período de 1979 a 2000 e suas possíveis influências nos *storm tracks*⁷ e temperatura e precipitação em São Paulo. Os resultados mostraram que o GM apresenta um ciclo sazonal muito bem marcado e uma notável variação interanual, sendo que as anomalias na extensão do campo de gelo denotaram uma boa coerência com o posicionamento anômalo da nuvem de ciclones subpolares (*storm tracks*). Em relação à comparação com os dados meteorológicos de São Paulo, ocorreu uma fraca, porém não desprezível relação com as anomalias de gelo, apontando que a região dos Mares de Bellingshausen e Amundsen se mostra mais fortemente correlacionada com a temperatura em São Paulo no verão e o Mar de Weddell com a precipitação na primavera.

Romão e Setzer (2004) analisaram a relação entre a circulação proveniente da Antártica e as anomalias negativas de temperatura e precipitação ocorridas nos meses de verão de 2003 e 2004, nas regiões sul e sudeste do Brasil, período em que houve o verão mais frio das últimas décadas nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Espírito Santo. Os resultados mostraram que, dependendo do local em que as correntes de jato se concentram ao longo do mês, tem-se uma determinada situação anômala, principalmente no sul do Brasil, pois as correntes de jato situadas no sul do Brasil, sul da AS e no Estreito de Drake estariam associadas com a advecção de ar frio oriunda do continente Antártico em direção ao Brasil, trazendo temperaturas abaixo da média e pouca precipitação ao sul e sudeste, enquanto que as correntes concentradas no litoral Argentino tenderiam a gerar anomalias positivas de temperatura e precipitação, principalmente para o sul do Brasil.

Aquino et al. (2006), referindo que as interações climáticas entre a Antártica e a AS ainda são pouco exploradas, descreveram o comportamento climático da temperatura média do ar e da precipitação no RS, nos anos de 2004 e 2005, e sua

⁷ *Storm tracks* são regiões de máxima variância do geopotencial originadas pelo acúmulo das trajetórias sinóticas de baixas pressões ao redor da Antártica. A área de máxima atuação dos *storm tracks* coincide, aproximadamente, com a área ocupada pelo gelo ao redor da Antártica durante o inverno e boa parte da primavera, sendo razoável, por isso, esperar-se uma forte influência do ponto de vista da baroclinidade local induzida pelo contraste entre o gelo e a água.

possível relação com a circulação de massas de ar polar provenientes da região Antártica e sub-Antártica, em particular dos Mares de Bellingshausen e Weddell, respectivamente a oeste e leste da Península Antártica. Verificaram que no ano de 2004 foram registrados seis meses com desvios negativos de temperatura média, que apenas não teriam tornado o ano frio devido aos fortes desvios positivos de temperatura nos demais meses, enquanto que o ano de 2005 se destacou por ser um ano quente, tendo sete meses de temperatura acima da média. Analisando o comportamento médio do vento, constataram que os meses frios tiveram marcada circulação meridional de sul para norte, principalmente entre o Mar de Weddell e o RS, circulação que não teria sido verificada nos meses de anomalias positivas de temperatura. No que se refere à precipitação, salientaram que não foi direta a relação entre a circulação meridional e a precipitação, visto que durante os meses de inverno a precipitação é do tipo frontal no RS e contribuiu com 24% da precipitação anual. Contudo, afirmaram que a relação entre a temperatura média mensal e a circulação meridional entre a região do Mar de Weddell e o RS pareceu ser efetiva.

Na mesma linha, Aquino, Setzer e Simões (2006) monitoraram a advecção de massas de ar frio na baixa troposfera provenientes do Mar de Weddell que atingiram o sul do Brasil no mesmo período, a fim de constatarem conexões climáticas entre o RS e o Mar de Weddell. Observaram que uma climatologia para 1975 a 2000 identificou um tipo de fluxo meridional, caracterizando um importante “corredor” climático entre a Antártica e o sudeste da AS. Relataram que essa advecção, apesar de aparentemente não estar ainda descrita na literatura, tem impacto significativo nas anomalias mensais de temperatura no sul do Brasil. Notaram também que eventuais aquecimentos regionais no sul do Brasil podem resultar de mudanças no padrão de circulação troposférica e não de simples aquecimento da atmosfera.

Boiaski (2007) examinou os extremos intrasazonais de temperatura na Península Antártica e os mecanismos atmosféricos associados para 1986 a 2002, apontando a falta de investigações nesse âmbito. A análise identificou a existência de uma alta correlação negativa entre a temperatura do ar e o GM no lado leste da Península Antártica, mostrando um forte mecanismo de *feedback* entre as variáveis, enquanto que para o lado oeste não foi encontrada significância estatística entre suas tendências. Conforme Smith e Stammerjohn (2001) o gradiente norte-sul ao

longo da Península Antártica, tanto do GM quanto da temperatura, é resultado de um balanço entre as influências climáticas marítimas (norte) e continentais (sul). Assim, uma maior variabilidade nos meses de inverno seria consequência disso, pois ela é atribuída à alta variabilidade interanual da cobertura de GM e o correspondente aumento na influência continental quando essa cobertura existe, porquanto quando ela não existe, ou seja, no verão, predominaria a influência marítima e, portanto, a variabilidade da temperatura seria menor.

Lima (2007) estudou a variabilidade extrema intrasazonal do GM Antártico e suas relações com a circulação atmosférica para 1979 a 2004. Com relação à variabilidade do GM observou que o Mar de Weddell possuiu a maior extensão de GM para todas as estações do ano, seguido pelo Mar de Ross, enquanto que o Oceano Pacífico Oeste Antártico foi o que apresentou as menores extensões e menor variabilidade de GM. Foram investigadas as tendências da extensão do GM nos meses de mínima e máxima cobertura sazonal (fevereiro e setembro, respectivamente), percebendo-se que os Mares de Weddell e Ross tiveram tendências positivas e estatisticamente significativas, ao nível de 5%, em fevereiro, e os Mares de Amundsen e Bellingshausen apresentaram tendência estatisticamente negativa para o mesmo mês, enquanto que para setembro não foram registradas tendências estatisticamente significativas nos Mares Antárticos.

Justino e Peltier (2008), baseados em simulações numéricas conduzidas por condições de fronteira características dos períodos glacial e atual, examinaram o impacto da AO e da AAO no clima na superfície da Terra. Revelaram que uma intensificação no giro subtropical do Atlântico e Pacífico Norte é induzida durante a fase positiva da AO, a qual teria papel fundamental no desenvolvimento de anomalias positivas na temperatura da superfície do mar em médias latitudes. Para o HS, encontraram mudanças sistemáticas e significantes no clima ocorridas em função da variação da AAO, realçada pelo aquecimento sobre a Península Antártica e em médias latitudes.

3 COMPORTAMENTO DA CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO RELACIONADO ÀS CLASSES FRIA E QUENTE DA TEMPERATURA MÍNIMA NO RIO GRANDE DO SUL

3.1 Introdução

O Oceano Austral (reunião das bacias oceânicas do Atlântico, do Pacífico e do Índico) é uma das regiões mais importantes do planeta, pois nessa área são formadas diversas massas de água que circulam em diferentes níveis verticais pelos oceanos mundiais, as quais são responsáveis pelo balanço de calor, sal e gases dissolvidos, bem como pelo transporte de determinados organismos marinhos. A área apresenta uma complexa interação entre oceano-atmosfera-gelo, responsável por processos oceânicos e atmosféricos reguladores do clima global. Particularmente, a região do Mar de Weddell é de extrema importância para a circulação de todos os oceanos mundiais, visto que, em suas plataformas oeste e sudoeste ocorre a formação de grande volume da Água de Fundo Antártica responsável pela ventilação e conseqüente renovação das águas de fundo dos oceanos (MATA et al., 2006).

O prestígio da Antártica no cenário climático atual se dá por sua influência no processo de formação de parte do ramo inferior da circulação termohalina⁸, conhecido como Água Antártica de Fundo e Água Intermediária Antártica. O movimento destas massas de água mantém o oceano oxigenado, regulando a quantidade e distribuição térmica do planeta. Além disso, é sabido que a região polar austral tem uma importância substancial na ligação e troca de propriedades entre os oceanos por meio da CCA (JUSTINO, 2007).

⁸ A denominação termohalina é referente às forçantes térmica e halina (ligada à salinidade), as quais geram diferenças de densidade no oceano e participam da dinâmica da circulação.

Nesse sentido, mudanças e tendências nas séries temporais de temperatura média mensal e anual no RS podem ser resultado de variações na advecção e circulação de massas de ar originadas a milhares de quilômetros distantes, indicando uma ligação climática com o continente Antártico, e não necessariamente de um aquecimento regional. A invasão de massas de ar da região sub-Antártica pode causar em poucos dias queda significativa na temperatura média mensal na costa sul do Brasil (AQUINO; SETZER; SIMÕES, 2006).

Com relação à distribuição geral das temperaturas mínimas no RS, de 1967 a 2005, o litoral norte do Estado apresentou temperaturas mais altas. No noroeste, também ocorrem altas temperaturas, porém apenas nos meses de verão. A zona em torno de Bom Jesus é mais fria que o restante do Estado, independente do mês. O número médio das ondas de frio apresenta um comportamento senoidal, sendo maior nos meses de frio e menor nos meses quentes. Há uma homogeneidade quanto à ocorrência de ondas de frio no Estado. Ademais, há uma correlação positiva significativa do número médio de geadas com o número médio de ondas de frio e uma negativa com o número médio de ondas de calor nos meses de junho e julho (FIRPO, 2008).

Nesse contexto, a maioria das plantas cultivadas tem limites de temperatura bem definidos determinando a quantidade de calor que elas recebem. Fora desses limites elas não podem produzir economicamente. A determinação da quantidade de calor disponível para o desenvolvimento de uma cultura entre os limites de temperatura estabelecidos é da mais alta importância (BAPTISTA DA SILVA; KASTER, 1989). Desse modo, o estudo da temperatura mínima alicerçado à CGMA é vital, a fim de beneficiar, em especial a agricultura e a população, com o monitoramento de geadas e eventos extremos.

Portanto, o objetivo geral deste capítulo se fundou em verificar a existência de correspondência entre a CGMA e as classes fria e quente da temperatura mínima diária observada em algumas estações meteorológicas do RS no período de 1982 a 2005, por meio dos propósitos específicos de transformação dos dados diários da temperatura mínima de cada estação para classes fria e quente e sua correlação aos setores de CGMA.

3.2 Materiais e métodos

3.2.1 Dados

3.2.1.1 Temperatura mínima diária

Foram utilizados dados de temperatura mínima diária do ar de 1982 a 2005 de seis (6) estações meteorológicas situadas no RS, pertencentes ao 8º Distrito de Meteorologia do Instituto Nacional de Meteorologia (8º DISME-INMET), distribuídas espacialmente conforme a Fig. 1 e Tab. 1, escolhidas por possuírem a série de dados mais completa e pelo fato de que as frentes frias que chegam ao Brasil pelo sul não são de origem polar, ou seja, ingressam pelo Oceano Pacífico Sudeste, em latitudes médias, e avançam pela AS na direção sudoeste-nordeste, eixo das estações, conforme identificam Setzer e Romão (2004).

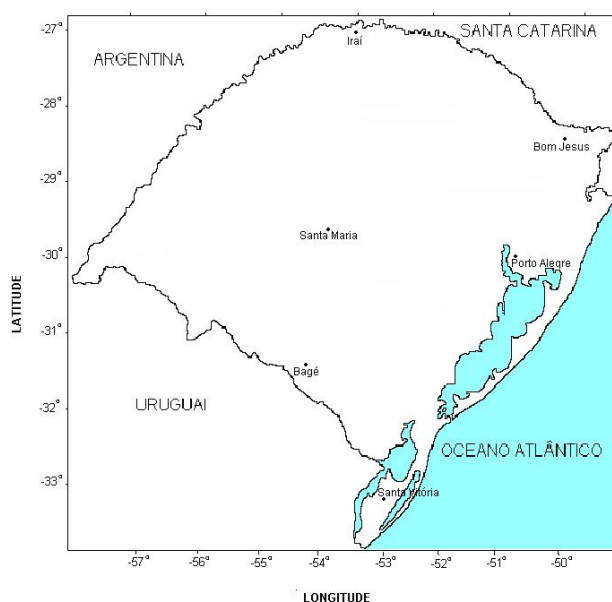


Figura 1 – Distribuição espacial das estações meteorológicas examinadas no RS.

Tabela 1 – Coordenadas espaciais das estações meteorológicas estudadas no RS.

Código	Estação	Latitude	Longitude	Altitude
83980	Bagé	31°20'S	54°06'W	242,31m
83919	Bom Jesus	28°40'S	50°26'W	1047,5m
83881	Iraí	27°11'S	53°14'W	247,1m
83967	Porto Alegre	30°03'S	51°10'W	46,97m
83936	Santa Maria	29°42'S	53°42'W	95m
83997	Santa Vitória do Palmar	33°31'S	53°21'W	24,01m

3.2.1.2 Concentração de gelo

Foram utilizados dados médios mensais de concentração de gelo de 1982 a 2005 do National Oceanic & Atmospheric Administration (NOAA) Optimum Interpolation (OI) Sea Surface Temperature (SST) Version 2 (v2)⁹ obtidos junto ao National Center for Environmental Prediction-National Center for Atmospheric Research Reanalysis (NCEP-NCAR), disponibilizados numa grade global de 1° latitude x 1° longitude no formato Network Common Data Form (NetCDF).

A análise do OI SST é produzida semanalmente em uma grade de 1°. A análise utiliza SSTs *in situ* e de satélite com SSTs simuladas da cobertura de GM. Antes do cômputo da análise, os dados de satélite são ajustados parcialmente utilizando o método de Reynolds (1988) e Reynolds e Marsico (1993), o que melhora a precisão de larga escala do OI. Em novembro de 2001, os campos de OI foram recomputados do final de 1981 para frente, sendo que a nova versão passou a ser chamada de OI.v2, com uma melhora significativa na simulação da SST de dados de GM, utilizando uma técnica desenvolvida no UK Met Office, reduzindo as análises parciais do OI SST em latitudes mais elevadas. Uma descrição da análise do OI e detalhes sobre sua nova versão podem ser encontrados em Reynolds e Smith (1994) e Reynolds et al. (2002), respectivamente.

Os campos mensais do NOAA OI.v2 SST são derivados de uma interpolação linear entre os campos semanais e diários do OI.v2 em que são calculados os valores diários sobre o mês. Os campos mensais possuem o mesmo formato e resolução espacial dos campos semanais.

O campo de gelo mostra a média mensal aproximada dos valores de concentração de gelo na entrada da análise da SST. A concentração de gelo é armazenada como o percentual de área coberta, sendo que para os campos de gelo são ajustados como perdidos os valores das células de grade correspondentes ao continente e à costa no arquivo NetCDF.

Os limites da matriz de concentração de gelo foram definidos de forma a centralizar as áreas ao redor do Pólo Sul, correspondendo à área do Oceano Austral, subdividida em setores, nas latitudes entre 90°S e 50°S e 360° de longitude, de acordo com a Fig. 2.

⁹ NOAA_OI_SST_V2 data provided by the NOAA/OAR/ESRL PSD, Boulder, Colorado, USA, from their Web site at <http://www.cdc.noaa.gov/>.

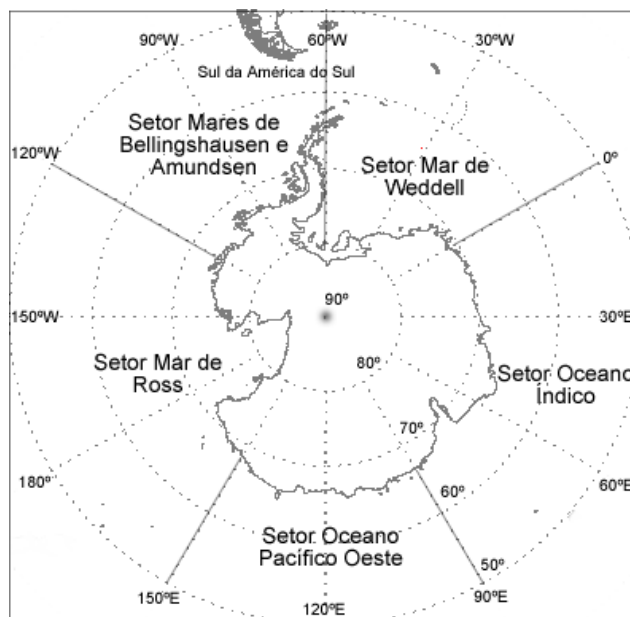


Figura 2 – Distribuição espacial dos setores da CGMA em perspectiva esferográfica polar (latitude de 90°S – 50°S e 360° de longitude). Os setores são: Mar de Weddell (60°W – 0°), Oceano Índico (0° – 90°E), Oceano Pacífico Oeste (90°E – 150°E), Mar de Ross (150°E – 120°W) e Mares de Bellingshausen e Amundsen (120°W – 60°W). Fonte: Adaptada de Cavalieri e Parkinson (2008).

3.2.2 Metodologia

3.2.2.1 Técnica dos quantis

De acordo com Xavier (2001) o emprego da técnica dos quantis possibilita uma série de vantagens como extrema simplicidade conceitual e interpretação precisa em termos probabilísticos, assim como das distribuições empíricas de frequências associadas, o que não ocorre nas demais técnicas. Além disso, os quantis podem ser estimados diretamente de dados empíricos, bem como podem ser determinados por um modelo teórico ajustado aos dados, sendo um método seguro, imune a falsas interpretações.

Segundo Wilks (2006) muitas medidas confiam no uso de amostras de quantis selecionados. Quantis ou frações são essencialmente equivalentes ao termo mais familiar, qual seja, percentil. Uma amostra de quantil, Q_p , é um número que tem as mesmas unidades dos dados, que excede aquela proporção dos dados identificada pela subscrição p , com $0 \leq p \leq 1$. A amostra de quantil Q_p pode ser interpretada aproximadamente como aquele valor esperado para exceder um membro escolhido aleatoriamente da série de dados, com probabilidade p .

Equivalentemente, a amostra de quantil Q_p seria considerada como o percentil ($p \times 100$) da série de dados. Abaixo segue a descrição e interpretação da técnica nos termos de Xavier (1999) (adaptada).

Suponha-se que a temperatura mínima em um determinado local, em certo sub-intervalo do ano (mês, bimestre, trimestre, quadrimestre, semestre, etc.), com respeito a anos consecutivos, possa ser representada como uma variável aleatória contínua X . Desse modo, qualquer que seja a lei apropriada aos dados, define-se o quantil Q_p , para cada número real p entre 0 (zero) e 1 (um), como o valor em °C (Celsius) da temperatura mínima (se essa for a unidade utilizada) que satisfaça a condição:

$$\text{Prob}(X \leq Q_p) = p \quad (1)$$

Consequentemente, se $F = F_x$ for uma função de distribuição (ou função de repartição) de probabilidades associada à variável aleatória contínua X , admitindo uma “inversa” F^{-1} num intervalo $[a,b]$, $-\infty \leq a < b \leq +\infty$, tal que $F(a) = 0$ e $F(b) = 1$, então:

$$F(Q_p) = p \quad (1a) \quad \text{ou} \quad F^{-1}(p) = Q_p \quad (1b)$$

Ademais, para qualquer valor observado X_0 da temperatura mínima, o número p_0 ($0 < p_0 < 1$) tal que:

$$F(X_0) = p_0 \quad (1c)$$

diz-se a ordem quantílica p_0 associada a X_0 .

Uma interpretação simples para o quantil Q_p é a seguinte: supondo a “probabilidade” p expressa em termos percentuais, espera-se que em p (%) dos anos a medida da temperatura mínima não deve ultrapassar o valor desse quantil Q_p , em Celsius, enquanto que para $(100 - p)$ % dos anos tal valor será excedido.

Com respeito às ordens quantílicas $p = 0,25, 0,50$ e $0,75$ (25%, 50% e 75%), os quantis respectivos são os quartis (ou $Q_{0,25}$, $Q_{0,50}$ ou mediana e $Q_{0,75}$). Finalmente, note-se que se reserva a designação de decis para os quantis

correspondentes a 10%, 20%,..., 90% e percentis àqueles correspondentes a 1%, 2%,..., 99%.

As estimativas de quantis para uma dada região, esperar-se-ia que fossem tão mais confiáveis quanto maior o número de medições na área estudada e, também, quão maior fosse a extensão em anos das séries utilizadas. Todavia, mesmo dispondo de séries muito longas, haveria ainda um problema delicado a ser apreciado, qual seja, que talvez não fosse conveniente lançar mão de um período de tempo excessivamente prolongado, desde que o mesmo pudesse comportar alguma mudança climática com respeito ao regime térmico, naquela área.

Tem sido corrente na literatura, levando em consideração uma série de dados $(X_1, X_2, \dots, X_n)$, a utilização dos quantis se referindo às ordens quantílicas $p = 0,15; 0,35; 0,65$ e $0,85$, cuja finalidade é permitir delimitar os níveis ou faixas: MUITO FRIO (MF), FRIO (F), NORMAL (N), QUENTE (Q) E MUITO QUENTE (MQ), conforme segue:

MUITO FRIO	(MF)	$\leftrightarrow$	$X_i \leq Q_{0,15}$
FRIO	(F)	$\leftrightarrow$	$Q_{0,15} < X_i \leq Q_{0,35}$
NORMAL	(N)	$\leftrightarrow$	$Q_{0,35} < X_i < Q_{0,65}$
QUENTE	(Q)	$\leftrightarrow$	$Q_{0,65} \leq X_i < Q_{0,85}$
MUITO QUENTE	(MQ)	$\leftrightarrow$	$X_i \geq Q_{0,85}$

Entretanto, não foram essas ordens quantílicas utilizadas no presente trabalho, por sistematicamente terem se revelado outras como mais apropriadas.

Partindo da premissa de que o intento é estudar as anomalias (classes fria e quente) de temperatura mínima diária e correlacioná-las aos setores dos Mares Antárticos, os dados diários de temperatura mínima de cada estação precisam ser transformados em informações mensais, do período total (1982-2005), a fim de serem combinados com os dados de concentração de gelo, que são mensais, para dar origem às classes fria e quente, não importando aquelas informações referentes à faixa dita NORMAL para esta pesquisa.

Assim, considerando $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ uma série de dados mensal de temperatura mínima diária do período em estudo (1982-2005), para determinada localidade, são calculados os quantis $Q(0,30)$ e $Q(0,70)$, os quais já incluem, logicamente, os eventos extremos, passando o mês i a ser considerado:

FRIO	(F)	$\leftrightarrow$	$X_i \leq Q_{0,30}$
QUENTE	(Q)	$\leftrightarrow$	$X_i \geq Q_{0,70}$

Se para cada valor X_i da temperatura mínima for calculada a ordem quantílica p_i correspondente, tem-se, equivalentemente:

FRIO	(F)	$\leftrightarrow$	$p_i \leq 0,30$
QUENTE	(Q)	$\leftrightarrow$	$p_i \geq 0,70$

De posse do valor mensal do quantil do período, foi determinado, anualmente, o número de dias frios e quentes mensal, ou seja, a frequência de dias que se estabeleceu com valor de temperatura dentro da respectiva ordem quantílica em cada ano para cada mês.

A utilização do número de dias frios e quentes ou frequências (classes fria e quente), em vez de valores de temperatura propriamente ditos, visa evitar qualquer tipo de discrepância oriunda da aplicação de médias, por exemplo. Trabalhando-se com o número de dias as informações permanecem inalteradas, dando maior confiabilidade aos resultados.

3.2.2.2 Coeficiente de correlação

De acordo com Storch e Zwiers (2000) o coeficiente de correlação entre duas variáveis aleatórias X e Y , no caso, concentração de gelo mensal e frequência da temperatura mínima mensal, respectivamente, é dado por:

$$\text{Cor}_{(X,Y)} = \frac{\text{Cov}_{(X,Y)}}{\sqrt{\text{Var}_{(X)} \text{Var}_{(Y)}}} \quad (2)$$

onde:

$\text{Cov}_{(X,Y)}$ é a covariância de X e Y ;

$\text{Var}_{(X)}$ é a variância de X ;

$\text{Var}_{(Y)}$ é a variância de Y .

Segundo Mingoti (2007) a correlação é uma medida adequada para avaliar o grau de relacionamento linear entre duas variáveis quantitativas, pois seus valores estão sempre entre os valores de referência -1 e 1. Assim, quanto mais próximos de 1, mais indicação se tem de que existe um relacionamento linear positivo (crescimento) entre as variáveis X e Y e quanto mais próximo de -1, mais indicação se tem da existência de um relacionamento linear negativo (decréscimo). Uma correlação próxima de zero é uma indicação numérica de um não relacionamento linear entre as variáveis em questão. Além disso, é interessante observar que, ao contrário da covariância, o coeficiente de correlação é adimensional, dessa maneira não sofre influência das diferenças de escalas de medidas entre as variáveis.

Entretanto, Triola (2005) ressalta serem comuns erros envolvendo a correlação. Um erro comum seria concluir que a correlação implica causalidade, o que não é verdadeiro, já que se pode estar diante de uma variável oculta que influencia as variáveis do estudo. Outro erro surgiria de dados que se baseiam em médias, visto que as médias suprimem a variação individual e podem aumentar o coeficiente de correlação. Por último, o erro envolveria a propriedade da linearidade, porquanto pode existir uma relação entre X e Y mesmo quando não há correlação linear significativa.

Nesse contexto, é importante destacar que as informações mensais de temperatura mínima e concentração de gelo foram correlacionadas utilizando o software livre GrADS (Grid Analysis and Display System).

3.2.2.3 Teste t de Student

Segundo Mingoti (2007) quando as variáveis X_i , X_j , $i \neq j$ têm distribuição normal univariada, é possível testar a significância do coeficiente de correlação através de um teste de hipótese. Assim, se ρ_{ij} representa a correlação teórica entre X_i e X_j , as hipóteses: $H_0 : \rho_{ij} = 0$ contra $H_1 : \rho_{ij} \neq 0$ podem ser testadas por meio do cálculo da estatística:

$$t = R_{ij} \frac{\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R_{ij}^2}} \quad (3)$$

onde R_{ij} é a correlação amostral observada entre X_i e X_j . Sob a hipótese nula, a estatística em (3) tem uma distribuição t de Student com $(n - 2)$ graus de liberdade, denotada por t_{n-2} , em que n é a amostra de dados (anos). Assim, para um nível de significância α fixo, $0 < \alpha < 1$, encontra-se na tabela t de Student o correspondente valor crítico t^c tal que:

$$\text{Prob} [t_{n-2} > t^c] = \alpha/2 \quad (3a)$$

Se o valor observado da estatística t em (3) em valor absoluto exceder ao valor crítico t^c , a hipótese nula deve ser rejeitada. Desse modo, supondo-se que a distribuição normal seja válida para as variáveis, pode-se fazer o teste t de Student para verificar se as correlações entre as variáveis são significativas ou não.

No caso em apreço, sendo $n = 24$ (período de 1982 a 2005), foram testados 3 níveis de significância: 10%, 5% e 1%, conforme segue:

10%	$\leftrightarrow$	$t^c = 1,717$	$\leftrightarrow$	$R_{ij} = 0,34$
5%	$\leftrightarrow$	$t^c = 2,074$	$\leftrightarrow$	$R_{ij} = 0,41$
1%	$\leftrightarrow$	$t^c = 2,819$	$\leftrightarrow$	$R_{ij} = 0,52$

Assim, exemplificadamente, considerando que para um nível de significância igual a 10% o valor crítico da tabela t de Student com 22 graus de liberdade é igual a 1,717, rejeita-se a hipótese de que a correlação entre as variáveis é igual a zero, quando, em valor absoluto, o valor de t observado é maior que o valor crítico. Assim, conclui-se que a correlação entre as variáveis é estatisticamente significativa. No caso, a correlação será estatisticamente significativa a um nível de significância de 10%, 5% e 1% quando $R_{ij} \geq 0,34$, $R_{ij} \geq 0,41$ e $R_{ij} \geq 0,52$, respectivamente.

Quando os valores de t observados são menores em valor absoluto que o valor crítico, ou seja, quando o valor de R_{ij} for inferior aos elencados acima, em seu nível de significância correspondente, diz-se que as correlações entre as variáveis são consideradas não significativas.

3.3 Resultados e discussão

3.3.1 Comportamento médio mensal do gelo marinho Antártico

As Figs. 3 e 4 mostram o comportamento médio mensal do GM Antártico no período de 1982 a 2005.

Nesse período, o GM apresentou cobertura mínima em fevereiro (Fig. 3b) e máxima em setembro (Fig. 4c), indo ao encontro de resultados obtidos por outros autores (por exemplo, DEACON, 1985; FERRON, 1999; ZWALLY et al., 2002; LIMA, 2007; CAVALIERI E PARKINSON, 2008).

A partir do mês de fevereiro (Fig. 3b) a cobertura foi aumentando gradativamente, sendo marcante seu aumento no setor do Mar de Weddell. Em abril (Fig. 3d) esse aumento, mais preponderante frente aos demais setores, também passa a ser visto mais claramente no setor do Mar de Ross.

Nos meses de maio e junho (Figs. 3e e 3f) o aumento da extensão do GM passou a ser característica em todos os setores, observando-se seu rápido avanço.

Nos meses de julho a outubro (Figs. 4a a 4d) a extensão apresentou dimensões suavemente alteradas, com destaque para setembro (Fig. 4c) no que diz com o valor máximo registrado, conforme já foi referido.

Nos meses de novembro e dezembro (Figs. 4e e 4f) a cobertura de gelo passou a diminuir, alcançando valor mínimo no mês de fevereiro (Fig. 3b), como também já foi salientado.

Em termos sazonais, pode ser dito que a menor (maior) extensão coincide com o término do verão (inverno) no HS.

Examinando o comportamento médio do GM em todos os meses, é perceptível que o setor do Mar de Weddell, localizado na porção meridional, ao sul do Oceano Atlântico, encontrou-se com cobertura de gelo durante praticamente todo período anual, com extensão significativa, principalmente, nos meses de maio a novembro.

O setor do Mar de Ross, localizado na costa Antártica do Oceano Pacífico, ao sul da Nova Zelândia, também merece realce para os mesmos meses, contudo a cobertura não é evidente durante todos os meses.

Ressalta-se que o principal fator, determinante na variabilidade do GM, é a radiação solar, já que tem incidência variada nas diferentes épocas do ano.

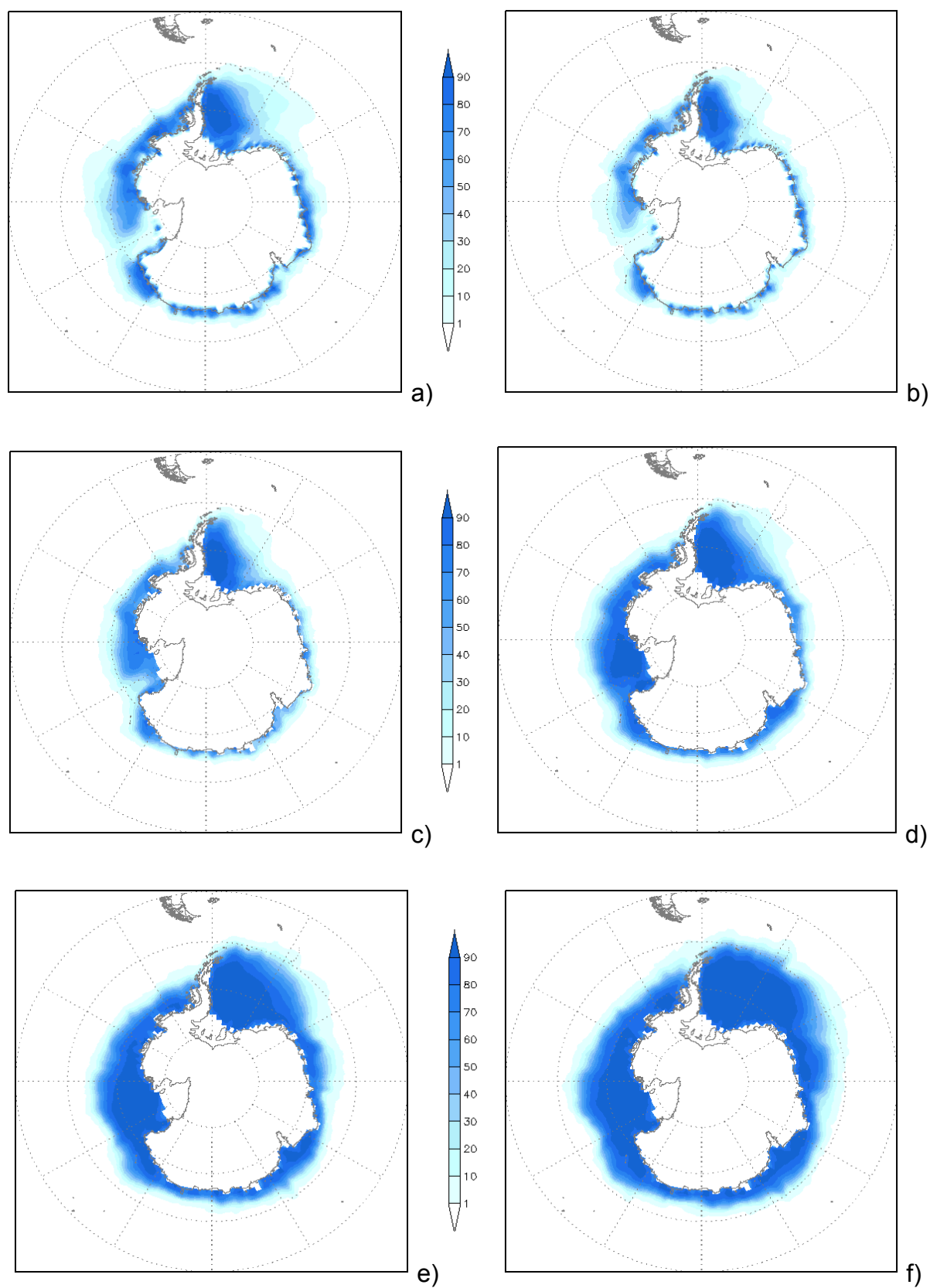


Figura 3 – Percentual de cobertura média de GM Antártico para os meses de janeiro (a), fevereiro (b), março (c), abril (d), maio (e) e junho (f), no período de 1982 a 2005.

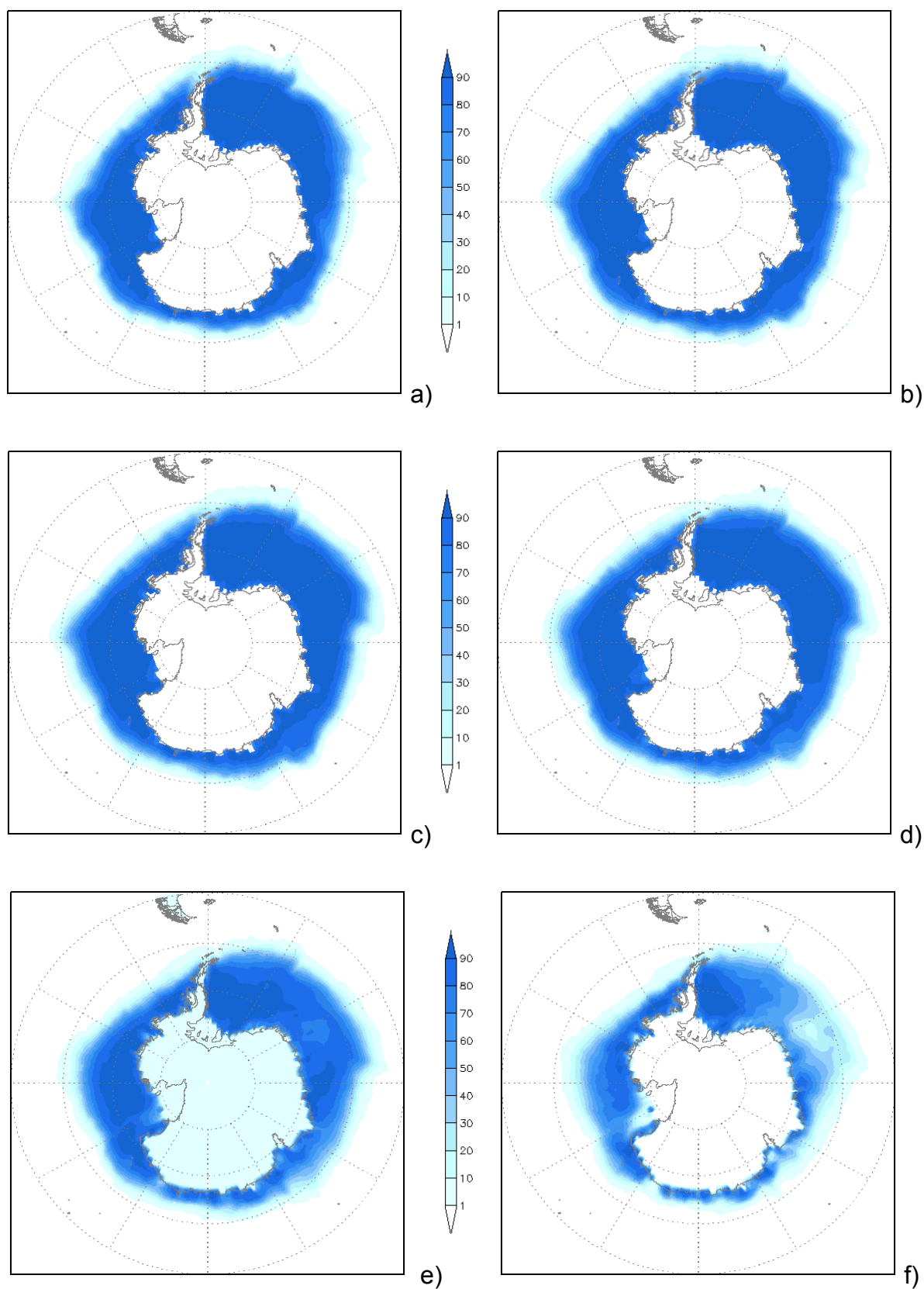


Figura 4 – Percentual de cobertura média de GM Antártico para os meses de julho (a), agosto (b), setembro (c), outubro (d), novembro (e) e dezembro (f), no período de 1982 a 2005.

3.3.2 Classes fria e quente da temperatura mínima diária e correlação com os setores da concentração de gelo marinho Antártico

A classe fria (quente) foi definida mensalmente, para cada estação, no período de 1982 a 2005, pelo quantil 30% (70%) da temperatura mínima diária. Os valores diários da temperatura foram transformados em número de dias frios (quentes) para serem correlacionados com setores da CGMA, conforme descrito no item 3.2.2, o qual tratou da metodologia aplicada.

É importante mencionar a impossibilidade de se apresentarem, ao longo da parte textual do trabalho, todos os resultados gerados, mês a mês, até porque há o emprego dos Apêndices para essas informações, não menos relevantes, mas de caráter complementar. Desse modo, embora seja feita menção no texto, havendo comportamento similar entre as estações, tais resultados poderão ser visualizados nos Apêndices, dando-se preferência, na apresentação, ao comportamento não uniforme evidenciado entre elas.

A seguir são exibidos os resultados referentes às classes fria e quente da temperatura mínima diária, bem como sua correlação com os setores da CGMA.

3.3.2.1 Classes fria e quente da temperatura mínima diária

Em termos percentuais, a classes fria $[Q(0,30)]$ e quente $[Q(0,70)]$ da temperatura mínima diária de todas as estações, para todos os meses, no período de 1982 a 2005, foi superior ao valor médio esperado para os quantis $Q(0,30)$ e $Q(0,70)$ em muitos anos, indicando a ocorrência de uma variabilidade no número de dias frios e quentes das estações (Apêndices 1 a 12), levando em consideração que, numa situação ideal, a classe fria deveria ter 30%, a classe normal 40% e a classe quente 30% dos dados de temperatura.

A média dos quantis se mostrou coerente com a situação ideal destacada, com exceção de Porto Alegre, no mês de abril (Apêndice 3), que exibiu percentual médio das classes fria e quente superior a 35% em ambos e Bom Jesus, no mês de outubro (Apêndice 10), que apontou percentual médio da classe quente superior a 52%, considerando o período de 1982 a 2005.

Ademais, em todos os meses é verificada, em boa parte dos anos, uma constância do percentual das classes fria e quente excedente ao valor médio, nas

diferentes estações, confirmando a evidência de que a temperatura é um campo conservativo.

Pelos percentuais, verificou-se que ocorreram anos com grande predomínio das classes fria e quente. Além disso, em todas as estações estudadas houve influência dessas classes em pelo menos alguns anos, demonstrando que, quando ocorre a classe fria (quente) há um predomínio nas diferentes estações do Estado.

Nesse sentido, Gonçalves (2001) investigou a variabilidade das temperaturas mínima e máxima diárias, para 1961 a 1996, no RS, aplicando a técnica de frequências relativas percentuais de anomalias das temperaturas mínima e máxima diárias, mostrando haver uma grande influência do relevo, da maritimidade e da latitude, na distribuição das médias anuais e sazonais das temperaturas mínima e máxima diárias.

O autor argumentou que as estações que apresentaram valores mais destacados, das frequências relativas percentuais de anomalias, foram o inverno e o verão, tendo verificado uma grande sazonalidade entre essas estações. Por fim, sugeriu existir uma grande influência das massas de ar que invadem o continente no inverno e no verão na variabilidade das temperaturas mínima e máxima diárias, proveniente dos principais centros de ação que atuam na AS, quais sejam, anticiclone polar, anticiclones do Pacífico e Atlântico Sul e Depressão do Chaco.

3.3.2.2 Correlação entre as classes fria e quente da temperatura mínima diária e os setores da concentração de gelo marinho Antártico

Realizada a transformação dos valores de temperatura mínima diária para classes fria e quente, essas foram correlacionados com os setores da CGMA, a fim de ser verificada a existência de ligação entre essas informações.

Nos meses de janeiro a abril (Apêndices 13 a 20), as áreas e os valores da correlação são muito similares em todas as estações, para o respectivo mês, com a maioria dos setores estatisticamente significativos em praticamente todos os níveis de significância testados (10% e 5% em regiões mais amplas e 1% em situações mais pontuais).

Contudo, não há consistência de uma área de correlação, nesse período, em nenhum dos setores da CGMA, exceto a existência de alguma preponderância na correlação dos setores do Mar de Weddell e do Mar de Ross frente aos demais. O

que se destaca é o comportamento inverso no sinal das áreas de correlação entre as classes fria e quente, o qual não importa muito, visto que a relevância reside na área, ou seja, no gradativo avanço das áreas de correlação, mês a mês, resultado do avanço da CGMA. Também é de se destacar a intensa variabilidade das áreas de correlação, principalmente nos meses de janeiro, fevereiro e março, marcada pela referida falta de persistência de uma região de correlação em vez ocorrências mais pontuais.

Nos meses de maio (Figs. 5 e 6) e junho (Figs. 7 e 8) a cobertura de GM continua a avançar, apresentando áreas e sinais de correlação mais evidentes em todas as estações. De maneira geral, em maio, todos os setores se correlacionaram positivamente (negativamente) com a classe fria (quente), exceto o setor do Mar de Weddell, no qual ocorreu o inverso, e, em junho, praticamente todos os setores se correlacionaram positivamente (negativamente) com a classe fria (quente).

O exposto permite ressaltar o contraste existente no setor do Mar de Weddell nos meses de maio e junho: maio (junho) correlação negativa (positiva) para $Q(0,30)$ e positiva (negativa) para $Q(0,70)$. Esses valores aparecem de forma mais robusta, ou seja, são estatisticamente mais significativos, a partir do nível de significância de 5%, o qual é válido para o coeficiente de correlação igual ou superior a 0,41 ($R_{ij} \geq 0,41$).

Segundo Pereira (2007) o impacto do GM Antártico na escala de variabilidade interanual a decadal do Mar de Weddell ainda não é bem conhecido e precisaria de um entendimento mais completo em relação ao papel dos processos oceânicos. Boiaski (2007) acrescenta a idéia de que o Mar de Weddell concentra GM durante quase todo o período anual.

Desse modo, para os meses referentes ao 1.º semestre do período de 1982 a 2005 o comportamento das estações, no mês respectivo, em termos de áreas e sinais de correlação, foi muito semelhante tanto no $Q(0,30)$ como no $Q(0,70)$, sendo muito difícil precisar alguma região no RS como aquela de coeficiente de correlação mais considerável, no mês, em comparação à outra.

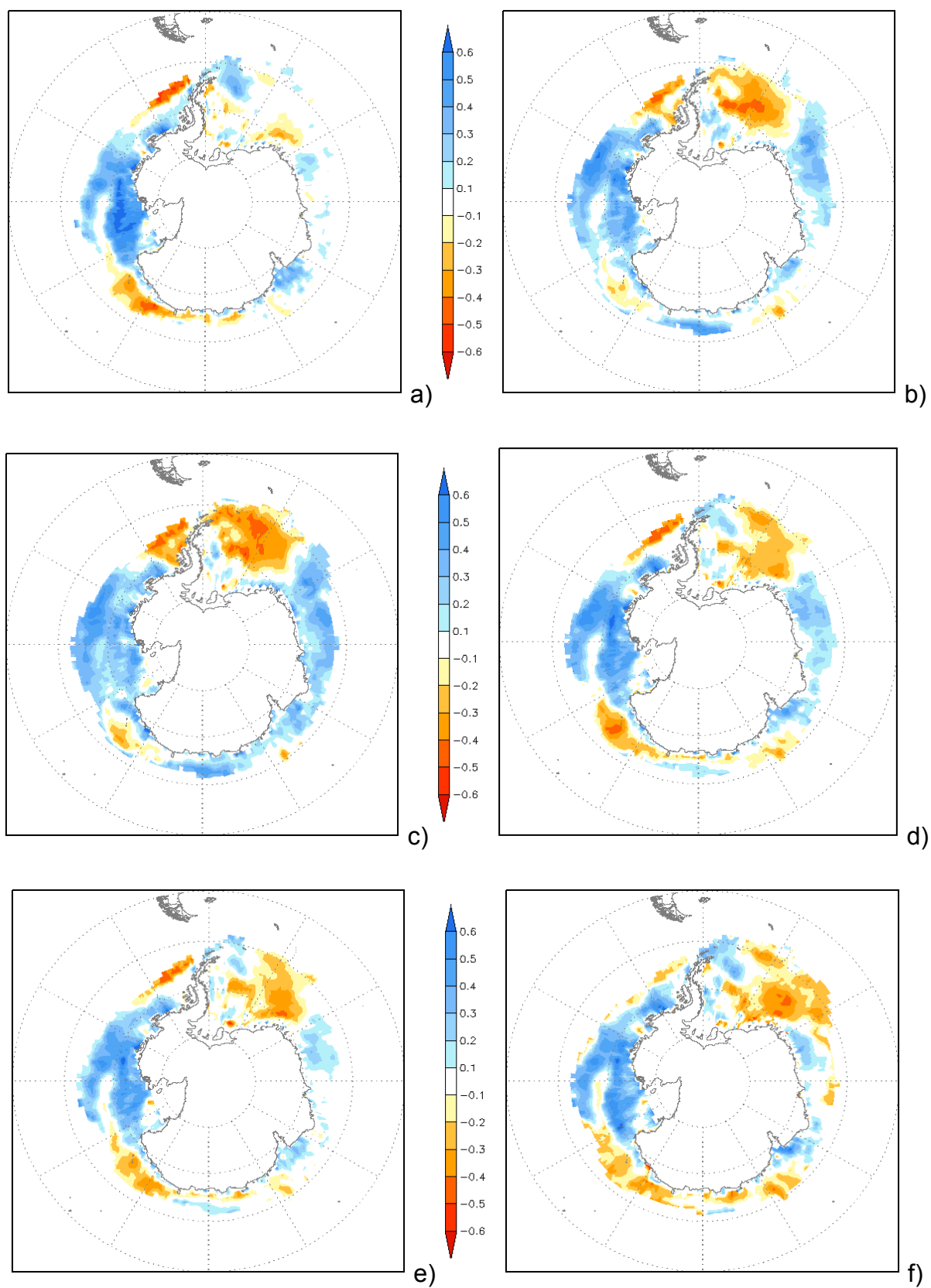


Figura 5 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de maio, no período de 1982 a 2005.

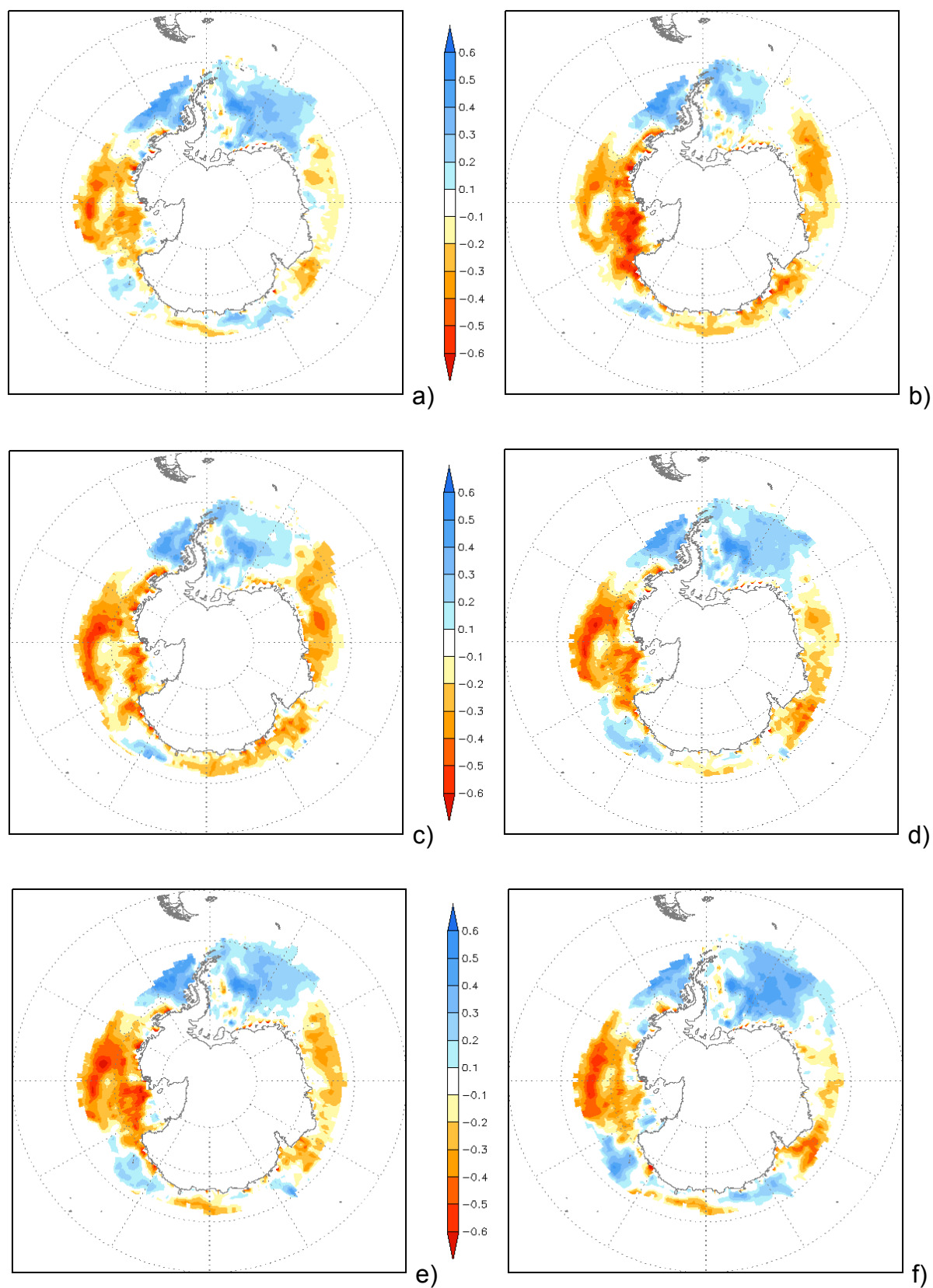


Figura 6 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de maio, no período de 1982 a 2005.

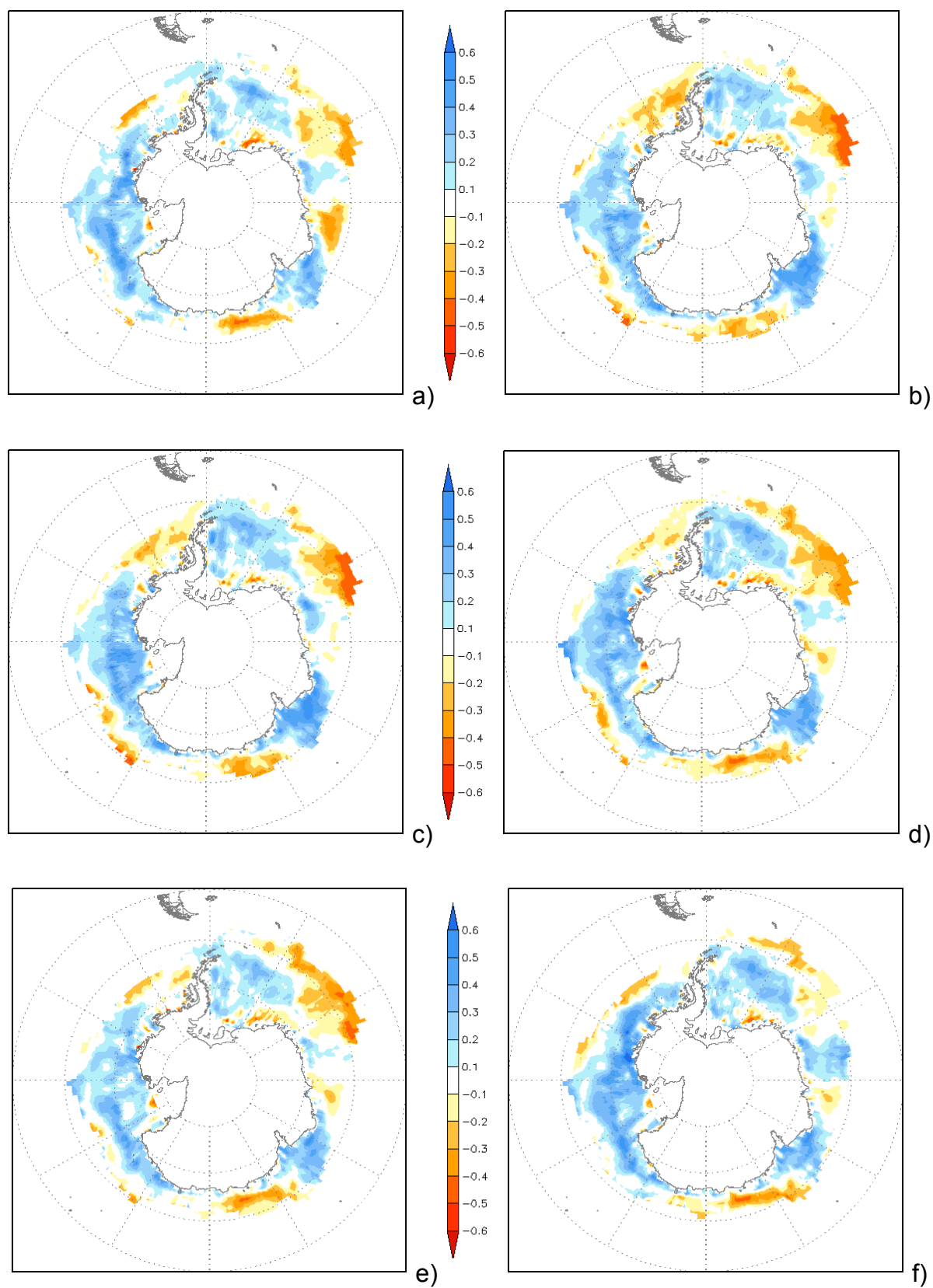


Figura 7 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de junho, no período de 1982 a 2005.

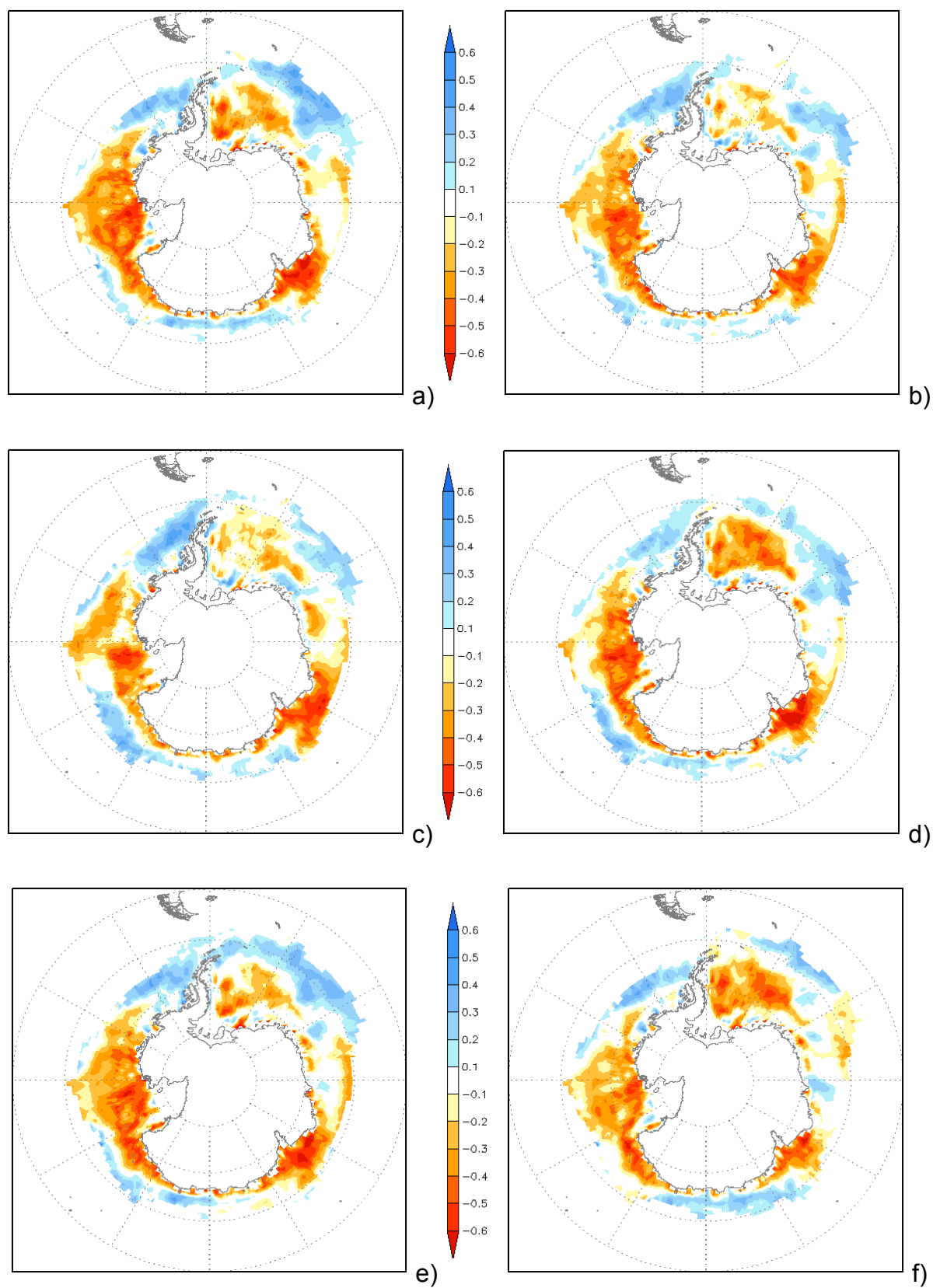


Figura 8 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de junho, no período de 1982 a 2005.

A partir do mês de julho (Figs. 9 e 10), seguindo pelos meses de agosto (Apêndices 21 e 22), setembro (Apêndices 23 e 24) até outubro (Figs. 11 e 12), as áreas e os sinais de correlação podem ser melhor identificados, já que passam a ser reunidos de forma mais consistente, em razão da maior cobertura de GM Antártico nesses meses.

Em julho (Figs. 9 e 10) o setor dos Mares de Bellingshausen e Amundsen passa a se correlacionar de forma negativa (positiva) com a classe fria (quente) e as estações passam a ter comportamento um pouco diferente entre elas, em algumas áreas e sinais de correlação, o que parece ser resultado da variabilidade da temperatura mínima.

Gonçalves (2000) esclarece o tema ao examinar a variabilidade climática no RS por meio de repetições de anomalias de temperatura mínima diária, em diferentes estações, no período de 1961 a 1996. O autor encontrou a existência de uma diferença sazonal marcante entre o inverno e o verão no valor das repetições, argumentando que a maior variabilidade no campo da temperatura mínima diária foi observada no inverno em estações mais continentais, tendo sido verificada uma influência marítima significativa na variabilidade da temperatura mínima diária em áreas litorâneas.

Em princípio, os meses de agosto (Apêndices 21 e 22) e setembro (Apêndices 23 e 24) apresentaram comportamento semelhante entre as estações, com destaque para uma forte banda de correlação positiva (negativa) na fronteira dos setores do Mar de Weddell e do Oceano Índico para o $Q(0,30)$ [$Q(0,70)$], com valores estatisticamente significativos, inclusive, ao nível de significância de 1%, o qual é válido para o coeficiente de correlação igual ou superior a 0,52 ($R_{ij} \geq 0,52$).

No mês de outubro (Figs. 11 e 12) os valores de correlação são significativos, em grande parte dos setores da costa Antártica, ao nível de significância de 1%. Na maioria das estações, os setores do Mar de Weddell e do Oceano Pacífico oeste se correlacionaram fortemente de maneira negativa (positiva) com a classe fria (quente), ao contrário do observado nos demais setores.

Nos meses de novembro e dezembro (Apêndices 25 a 28) a consistência nas áreas e sinais da correlação passa a perder força lentamente, fazendo desaparecer áreas características de correlação nos setores da costa Antártica, em virtude da retração da cobertura de gelo nesses meses, a qual é evidente até fevereiro, mês detentor da mínima extensão de gelo no período em estudo.

Dessa maneira, assim como para os meses relativos ao 1.º semestre, nos meses do 2.º, é impraticável a observância da preponderância, em respeito a áreas e sinais de correlação, de alguma região comparada à outra, motivo pelo qual se justifica a análise feita em termos mais gerais, com o intuito de suprir o objetivo primordial que se estabelece em verificar a existência de correspondência entre a CGMA e as classes fria e quente da temperatura mínima diária.

Assim, ficou evidente que os setores dos Mares de Weddell, Bellingshausen e Amundsen e Ross têm importância destacada frente aos demais na ligação entre a CGMA e as classes da temperatura mínima. Isso sugere que a posição de cada setor é relevante (setores mais próximos ao RS apresentaram maior correlação) na análise, até porque os outros dois setores se encontram mais distantes.

Pezza e Ambrizzi (2004) indicaram que o setor do Mar de Weddell, por possuir maior concentração relativa de gelo durante o final do inverno, é razoável esperar que possa exercer um significativo controle relativo sobre a atuação das massas polares no Oceano Atlântico e setor leste da AS, se considerarmos a alta incidência de trajetórias de massas de ar de origem marítima que chegam na AS provenientes da região.

Além disso, sobre o setor dos Mares de Bellingshausen e Amundsen, considerando que a boa parte dos sistemas frontais de origem polar que penetram no sul da AS atravessam primeiramente essa região, os autores mencionam que é de se esperar que tal setor também exerça uma influência significativa nas massas frias que atingem o sul do continente, especialmente aquelas que atingem o oeste da Patagônia, que sofrem grande influência do oceano Pacífico sul.

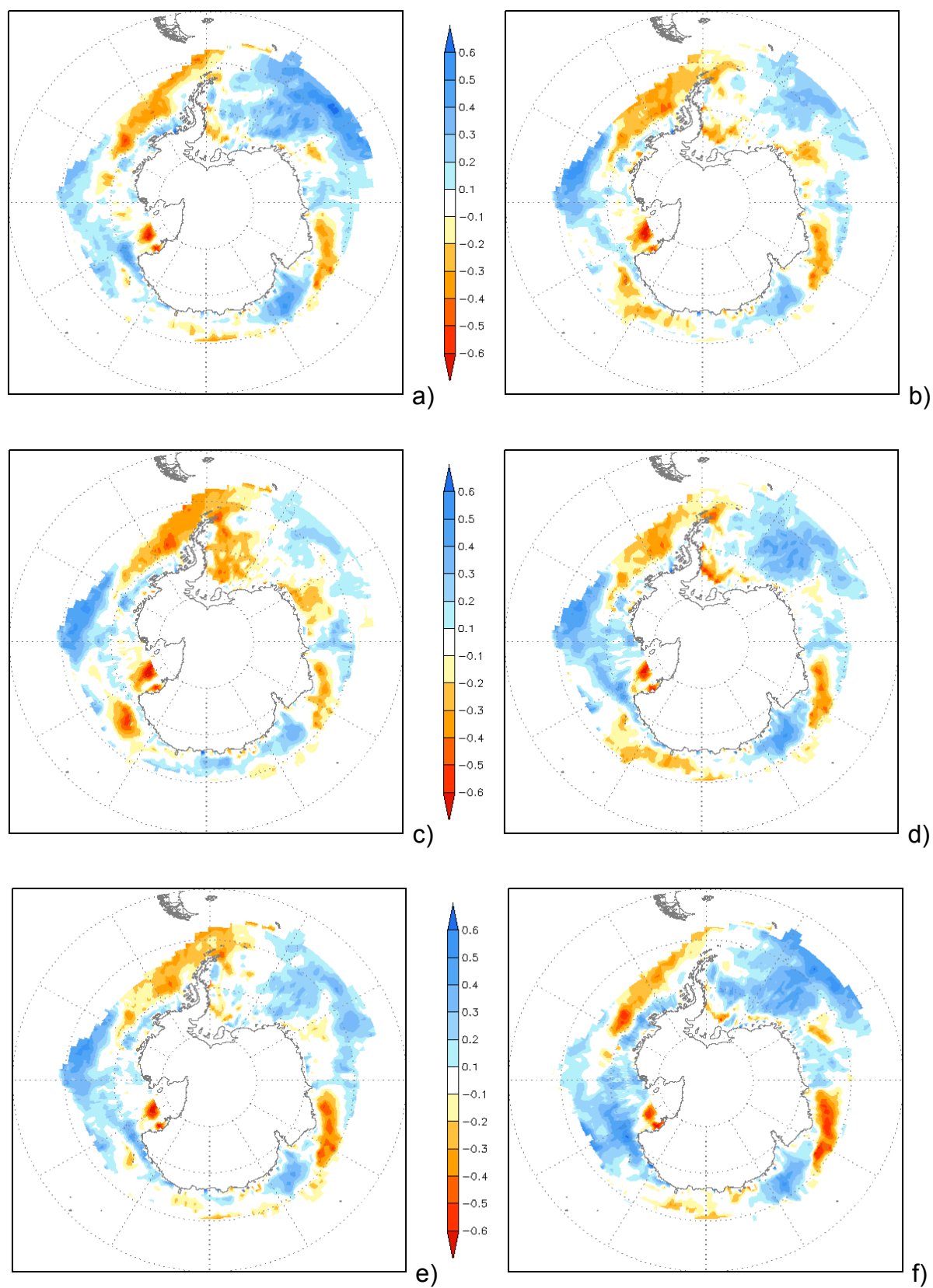


Figura 9 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de julho, no período de 1982 a 2005.

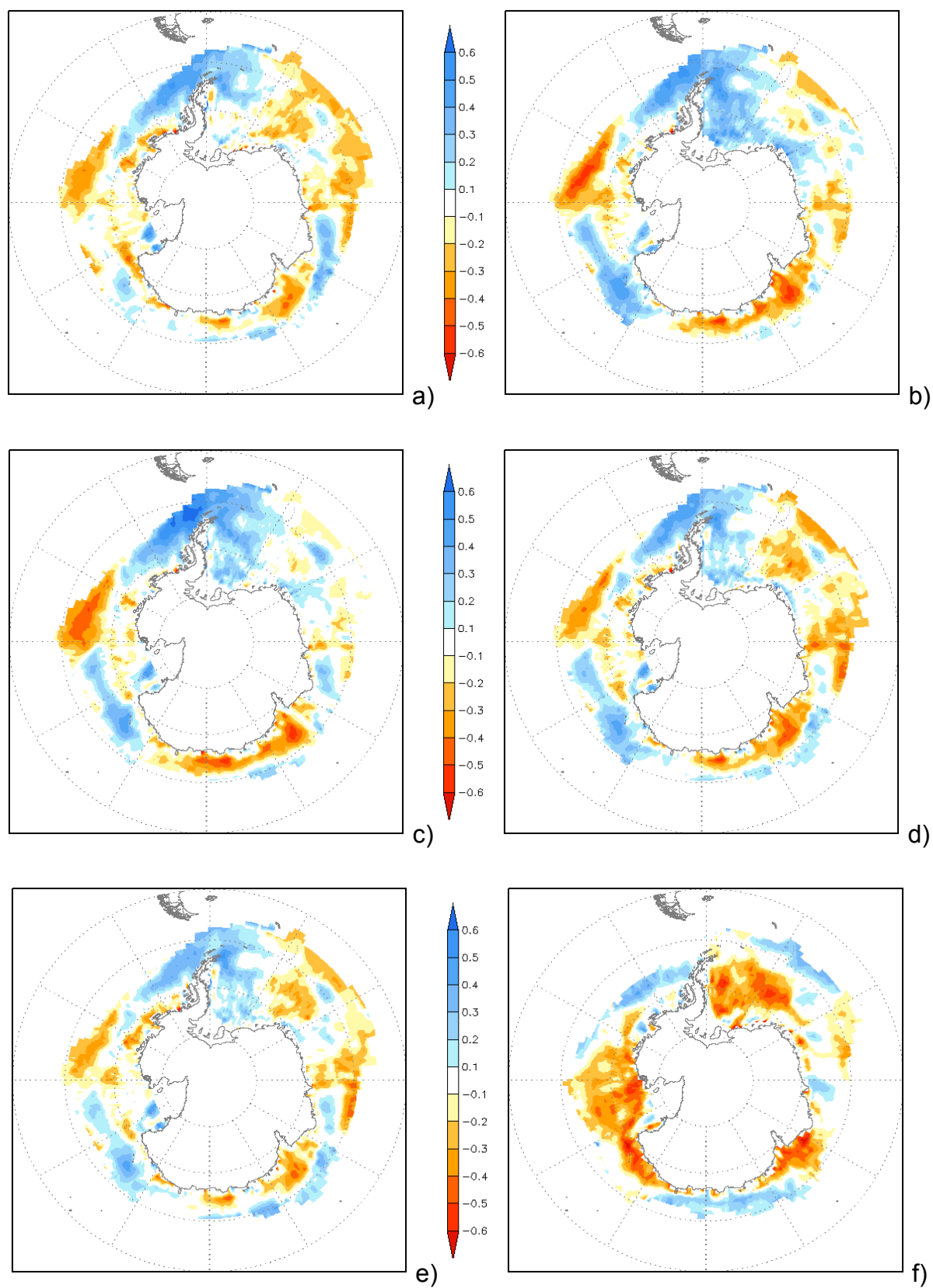


Figura 10 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de julho, no período de 1982 a 2005.

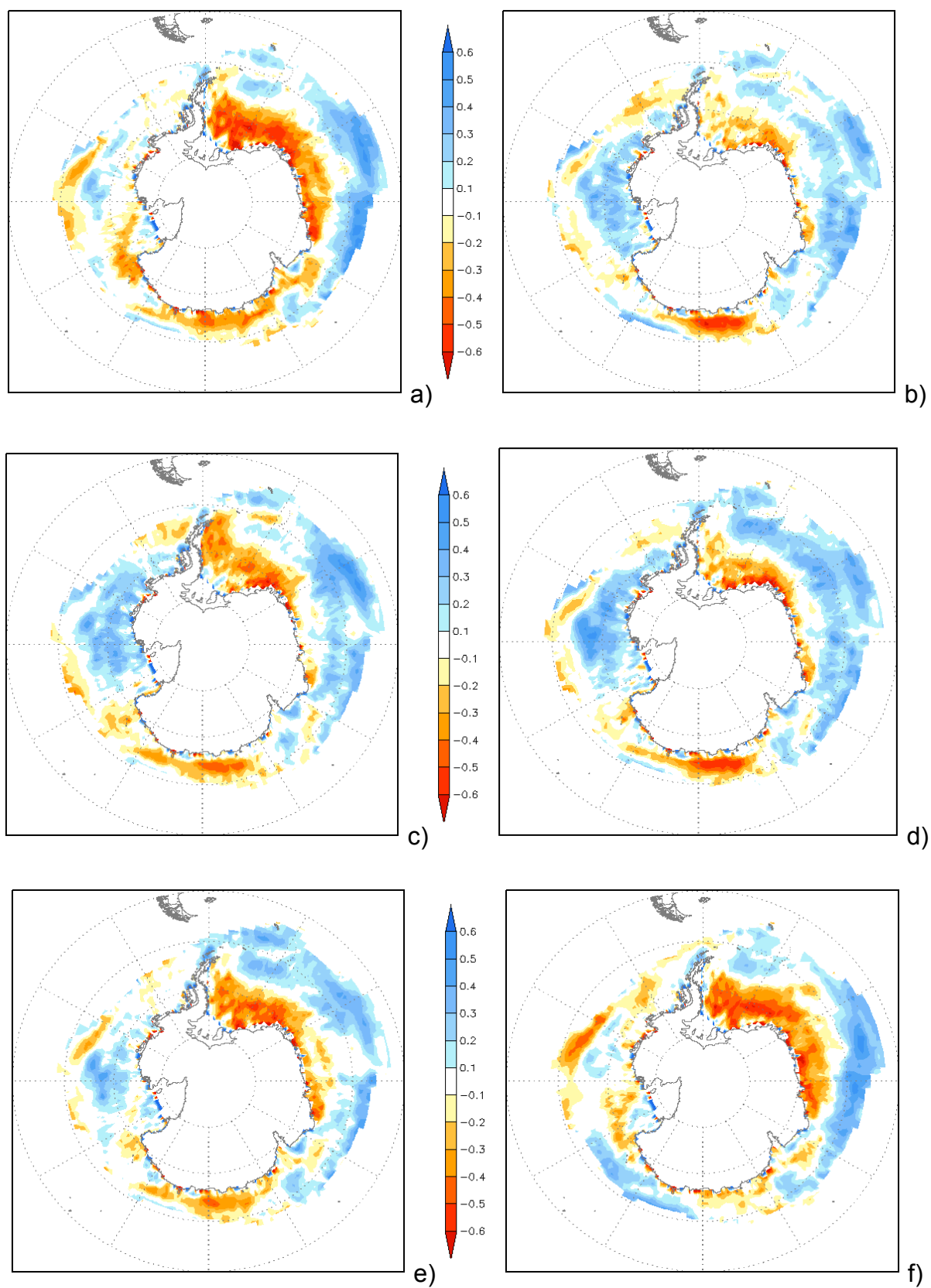


Figura 11 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005.

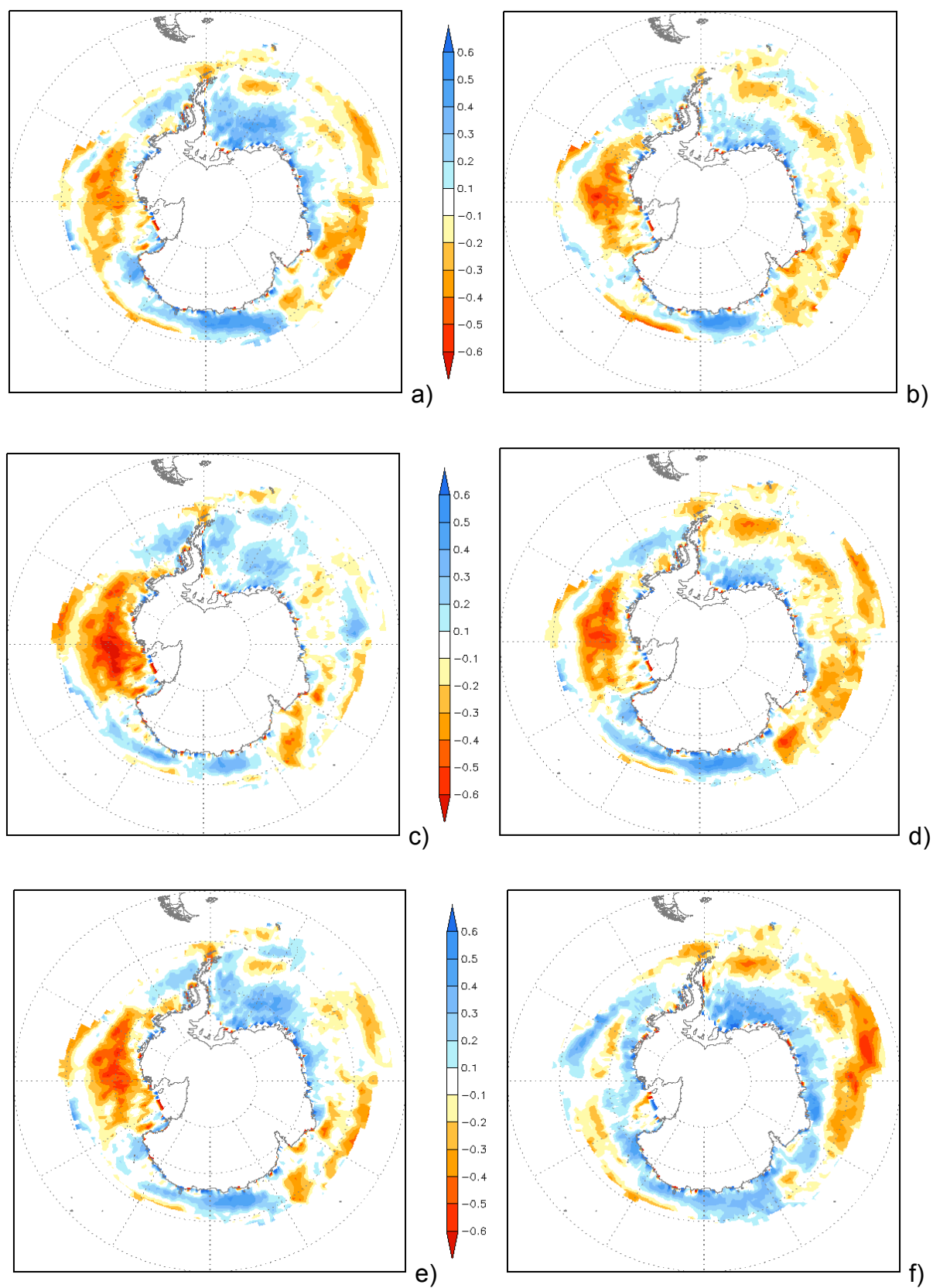


Figura 12 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005.

3.4 Conclusões

Neste capítulo, procurou-se verificar a existência de conexão entre a CGMA e as classes fria e quente da temperatura mínima diária observada em estações meteorológicas do RS, a saber, Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar, no período de 1982 a 2005. Assim, os resultados encontrados tornam possível concluir nos termos abaixo.

O comportamento médio mensal da cobertura de GM Antártico mostrou que ela tende a avançar (retrair) rapidamente nos meses de maio e junho (novembro e dezembro), obtendo valor máximo (mínimo) em setembro (fevereiro), coincidindo com o término do inverno (verão) no HS. Os setores do Mar de Weddell e de Ross se destacaram em relação aos demais, já que a cobertura de GM nessas regiões foi persistente, de forma mais significativa, de maio a novembro.

Percebeu-se, pelos percentuais das classes fria e quente, claro predomínio dessas classes, em todas as estações, em alguns anos. Isso significa dizer que o sinal da classe quente (fria) anda junto às diferentes estações do RS, confirmando a evidência de que a temperatura é um campo conservativo.

As classes fria e quente da temperatura mínima no RS e os setores da CGMA, por meio das áreas e dos sinais de correlação, exibiram a existência de conexão entre as variáveis para todos os meses do período.

Nos meses de janeiro a abril, embora não tenha havido a consistência de classes frias e quentes, destacou-se a maior correlação delas aos setores do Mar de Weddell e de Ross em comparação aos demais, bem como uma maior variabilidade dessas áreas, em especial, de janeiro a março.

Nos meses de maio e junho, com o avanço da cobertura de GM, essas áreas passaram a ficar mais evidentes, demonstrando o contraste do setor do Mar de Weddell em relação aos demais.

Nos meses de julho a outubro as estações apresentaram comportamento levemente desigual em áreas e sinais de correlação, apontando-se como causa a maior variabilidade da temperatura mínima diária no RS no inverno.

Nos meses de novembro a dezembro a consistência das áreas de correlação passou a diminuir, muito possivelmente em função da retração da cobertura de GM (menor número de informações válidas de cobertura de GM) e pela menor variabilidade da temperatura mínima.

As estações apresentaram comportamento similar, em termos de áreas e sinais de correlação, o que impede caracterizar alguma região do RS como aquela com maior relação com a CGMA.

Os setores dos Mares de Weddell, Bellinghausen e Amundsen e Ross foram aqueles que se destacaram na relação com as classes fria e quente da temperatura mínima, sugerindo que a posição geográfica que cada um ocupa é relevante (setores mais próximos ao RS são mais relevantes).

4 RELAÇÃO ENTRE A VARIABILIDADE DA CONCENTRAÇÃO DE GELO MARINHO ANTÁRTICO E A TEMPERATURA MÍNIMA NA AMÉRICA DO SUL

4.1 Introdução

A pequena dúvida lançada por Satyamurty, Rao e Yamazaki (1986) de que o continente Antártico e o GM ao seu redor pudessem ou não influenciar o tempo e o clima do HS, resta atualmente superada pela certeza, no sentido de estudos apontarem uma intensa conexão climática desses elementos, conforme já relatado.

Carleton (1992) direciona para uma relação existente entre o continente e a camada de GM que o circunda e a propagação dos sistemas sinóticos e de mesoescala, em função da significativa alteração no albedo. Do ponto de vista global, o acentuado déficit anual de radiação líquida verificado sobre o continente Antártico tenderia a ser compensado por um intenso transporte meridional de calor proveniente de médias latitudes, o qual é desempenhado basicamente pelos ciclones extratropicais.

Em termos climáticos, Pezza e Ambrizzi (1999) esboçaram que a queda de neve e a ocorrência de geadas no Sul do Brasil não são eventos muito raros. Dessa forma, o mecanismo de propagação de ondas de frio na AS é algo extremamente complexo que ainda não está totalmente resolvido. Poder prever se um determinado inverno será mais frio ou mais quente que o normal e se haverá casos de geada em latitudes baixas seria de fundamental importância para uma série de atividades sociais.

O exame acerca das flutuações de GM e possíveis implicações na precipitação e temperatura de São Paulo realizado por Pezza e Ambrizzi (2004), levaram-os a comentar sobre a inexistência na literatura de associações específicas entre a extensão do GM ao redor de cada uma das regiões da Antártica e elementos

meteorológicos em São Paulo e outras estações da AS, salientando que as análises realizadas tenham esclarecido algumas questões importantes e, sobretudo, contribuído para o surgimento de uma discussão inicial, sugerindo a existência de uma influência não desprezível da área de gelo de diferentes setores sobre a circulação hemisférica.

Nesse passo, de acordo com Marengo et al. (1999) o interesse em se trabalhar com a temperatura mínima advém do fato de que geadas e temperaturas limitantes para a agricultura, no sul do Brasil principalmente, são causadas pela entrada de ondas de frio provenientes de altas latitudes, sendo as massas de ar frio observadas durante os meses de abril a setembro.

Para os autores, a frequência de ondas de frio nessa região variaria de ano para ano e quase sempre estaria associada à ocorrência de geadas em grandes áreas sobre as regiões sul, sul da região centro-oeste, São Paulo e regiões serranas de Minas Gerais.

A título elucidativo, eventos intensos se estendem muitas vezes até a região Amazônica, causando um declínio brusco na temperatura, o que recebe a denominação popular de friagem.

Ademais, no monitoramento da ocorrência de geadas, o problema está na previsão de quais eventos irão evoluir, tornando-se intensos, podendo causar grandes prejuízos à agricultura da região, em especial ao café e à pastagem. Uma boa previsão possibilitaria colocar em prática medidas de combate às geadas para proteger os cultivos e reduzir os danos, segundo Marengo et al. (1999).

Por conseguinte, o objetivo geral deste capítulo se estabeleceu em analisar a variabilidade da CGMA e sua relação com a temperatura mínima mensal na AS no período de 1982 a 2007, levando em consideração os propósitos específicos de identificação dos setores de maior variabilidade da CGMA e ajuste de um modelo de temperatura mínima mensal para a AS baseado na CGMA.

4.2 Materiais e métodos

4.2.1 Dados

4.2.1.1 Temperatura mínima mensal

Foram utilizados dados mensais de temperatura mínima de 1982 a 2007 do National Center for Environmental Prediction-Departament of Energy (NCEP-DOE) Atmospheric Model Intercomparison Project-II Reanalysis-2 (AMIP-II R-2)¹⁰ obtidos junto ao NCEP-NCAR, disponibilizados numa grade global de resoluções variadas no formato NetCDF.

O NCEP-DOE Reanalysis-2 é uma versão melhorada do modelo NCEP Reanalysis-1 que corrige os erros e atualiza as parametrizações dos processos físicos. O projeto utiliza um sistema de análise e previsão de estado para executar a assimilação de dados utilizando dados passados desde 1979 por intermédio de anos anteriores. Mais detalhes podem ser obtidos em Kanamitsu et al. (2002).

Para a extração dos dados foi definida uma resolução espacial de $\Delta y = 1,9047^\circ$ e $\Delta x = 1,875^\circ$, correspondendo a 40 pontos em y e 31 pontos em x, num total de 1240 pontos de grade, de forma a centralizar a área correspondente à AS, nas latitudes entre $59,9986^\circ\text{S}$ e $14,2855^\circ\text{N}$ e longitudes entre $86,25^\circ\text{W}$ e 30°W , conforme a Fig. 3.

É importante comentar que, conforme Kalnay et al. (1996) a reanálise do NCEP-NCAR é considerada como um dos conjuntos de dados mais completos e fisicamente consistentes existentes, em razão da eliminação de possíveis variabilidades associadas a alterações de modelos. Além disso, esses dados estão sendo muito utilizados em estudos climatológicos, o que facilita a interpretação dos resultados e a comparação com outros trabalhos.

¹⁰ NCEP_Reanalysis 2 data provided by the NOAA/OAR/ESRL PSD, Boulder, Colorado, USA, from their Web site at <http://www.cdc.noaa.gov/>.

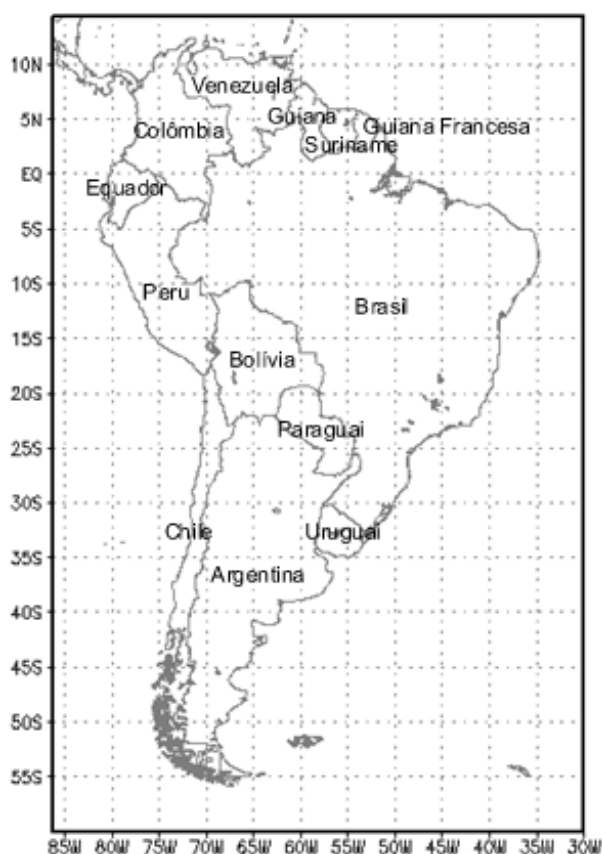


Figura 13 – Mapa da América do Sul com as respectivas latitudes e longitudes.

4.2.1.2 Concentração de gelo

Foram utilizados dados médios mensais de concentração de gelo de 1982 a 2007 do NOAA OI SST V2 obtidos junto ao NCEP-NCAR, disponibilizados numa grade global de 1° latitude x 1° longitude no formato NetCDF.

Para a extração dos dados foi definida uma resolução espacial de $\Delta y = 4^\circ$ e $\Delta x = 4^\circ$, correspondendo a 6 pontos em y e 90 pontos em x, num total de 540 pontos de grade, de forma a centralizar a área ao redor do Pólo Sul, priorizando as informações de CGMA nas latitudes entre 75°S e 55°S e longitude de 360°, conforme já apresentado na Fig. 2.

Cabe ressaltar que, nos pontos de grade definidos (540), houve variações mensais de dados válidos (informações de CGMA) e inválidos (informações de CGMA faltantes), os quais foram filtrados para dar consistência às análises conforme abaixo:

JANEIRO	↔	105 DADOS VÁLIDOS
FEVEREIRO	↔	074 DADOS VÁLIDOS
MARÇO	↔	098 DADOS VÁLIDOS
ABRIL	↔	139 DADOS VÁLIDOS
MAIO	↔	174 DADOS VÁLIDOS
JUNHO	↔	199 DADOS VÁLIDOS
JULHO	↔	228 DADOS VÁLIDOS
AGOSTO	↔	245 DADOS VÁLIDOS
SETEMBRO	↔	244 DADOS VÁLIDOS
OUTUBRO	↔	243 DADOS VÁLIDOS
NOVEMBRO	↔	223 DADOS VÁLIDOS
DEZEMBRO	↔	182 DADOS VÁLIDOS

4.2.2 Metodologia

4.2.2.1 Análise de componentes principais

Conforme Mingoti (2007) a técnica chamada de análise de Componentes Principais (CP) tem como objetivo principal explicar a estrutura de variância e covariância de um vetor aleatório, composto de p -variáveis aleatórias, através da construção de combinações lineares das variáveis originais. Essas combinações lineares são denominadas de CP e não são correlacionadas entre si. Quando há p -variáveis originais é possível se obter p CP. Entretanto, em geral se deseja obter “redução do número de variáveis a serem analisadas e interpretação das combinações lineares construídas”, ou seja, a informação contida nas p -variáveis originais é substituída pela informação contida em k ($k < p$) CP não correlacionadas. Dessa maneira, o sistema de variabilidade do vetor aleatório composto das p -variáveis originais é aproximado pelo sistema de variabilidade do vetor aleatório que contém as k CP. A qualidade da aproximação depende do número de componentes mantidas no sistema e pode ser medida através da avaliação da proporção de variância total explicada por essas.

A autora esclarece que quando a distribuição de probabilidades do vetor aleatório em estudo é normal p -variada, as CP, além de não correlacionadas, são independentes e têm distribuição normal. No entanto, a suposição de normalidade

não é requisito necessário para que a técnica possa ser utilizada. A obtenção das CP envolve a decomposição da matriz de covariâncias do vetor aleatório de interesse. Caso seja feita alguma transformação desse vetor, as componentes deverão ser determinadas se utilizando a matriz de covariâncias relativa ao vetor transformado. Uma transformação muito usual é a padronização das variáveis do vetor pelas respectivas médias e desvios padrões, gerando-se novas variáveis centradas em zero e com variâncias iguais a 1. Nesse caso, as CP são determinadas a partir da matriz de covariâncias das variáveis originais padronizadas, o que é equivalente a se extrair as componentes se utilizando a matriz de correlação das variáveis originais.

Assim, uma vez determinadas as CP, os seus valores numéricos, chamados de escores, podem ser calculados para cada elemento amostral. Desse modo, os valores de cada componente podem ser analisados, usando-se técnicas estatísticas usuais como análise de variância e análise de regressão, dentre outras. Abaixo segue a descrição pormenorizada da técnica nos termos de Storch e Zwiers (2000) (adaptada).

A técnica é fundamentada na relação de que uma matriz quadrática simétrica pode ser decomposta em outras matrizes que preservam a variabilidade dos dados.

A transformação dos dados originais em um novo conjunto faz uso da matriz variância-covariância ou da matriz correlação dos dados originais. A matriz variância-covariância representa a influência que uma variável tem sobre a variação de outra. Nesta oportunidade será utilizada a matriz correlação, a qual mostra o grau de associação entre duas variáveis aleatórias X e Y , sendo expressa pelo coeficiente de correlação, que é uma medida definida a partir da covariância entre duas variáveis aleatórias:

$$\text{Cor}_{(X,Y)} = \frac{\text{Cov}_{(X,Y)}}{\sqrt{\text{Var}_{(X)}\text{Var}_{(Y)}}} \quad (4)$$

onde:

$\text{Cov}_{(X,Y)}$ é a covariância de X e Y , definida por:

$$\text{Cov}_{(X,Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n-1} \quad (4a)$$

$\text{Var}_{(X)}$ é a variância de X e $\text{Var}_{(Y)}$ é a variância de Y, definidas, respectivamente, por:

$$\text{Var}_{(X)} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1} \quad (4b)$$

$$\text{Var}_{(Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n-1} \quad (4c)$$

De maneira simplificada, pode-se dizer que os autovetores representam os pesos individuais de cada amostra dentro da equação e os autovalores o percentual de explicação de cada equação. Desse modo, os autovalores λ da matriz M (matriz correlação ou variância-covariância) são definidos por:

$$\det[M - \lambda I] = 0 \quad (5)$$

onde:

M é a matriz de correlação ou variância-covariância (matriz simétrica $p \times p$);

λ são as raízes ou autovalores da equação linear;

I é a matriz identidade (matriz com diagonal principal igual a 1).

Para cada autovalor λ_i da matriz M corresponde um conjunto de p autovetores. O conjunto de p autovetores associados à matriz M é obtido pela solução do sistema de equações lineares, definido por:

$$[M - \lambda I]\underline{V} = 0 \quad (6)$$

onde:

$\underline{V}$ é a matriz com p autovetores.

Separando os termos da equação (6):

$$\underline{M}\underline{V} = \underline{V}\underline{\lambda}I \quad (6a)$$

onde:

$\underline{\lambda}I = \underline{\Lambda}$ representa a matriz diagonal com os autovalores [$\underline{\Lambda} = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$], tem-se:

$$\underline{M}\underline{V} = \underline{V}\underline{\Lambda} \quad (6b)$$

Multiplicando-se os lados da equação (6b) pela transposta de $\underline{V}$, tem-se:

$$\underline{M}\underline{V}\underline{V}^T = \underline{V}\underline{\Lambda}\underline{V}^T \quad (6c)$$

Sendo $\underline{V}$ uma matriz ortogonal e os vetores normalizados de comprimento unitário, o produto de $\underline{V}\underline{V}^T$ é uma matriz identidade I , portanto:

$$\underline{M} = \underline{V}\underline{\Lambda}\underline{V}^T \quad (6d)$$

onde:

$\underline{M}$ é a matriz correlação ou variância-covariância dos dados originais $p \times p$.

$\underline{V}$ é a matriz com os autovetores $p \times p$, definida por:

$$\underline{V}_{(p,p)} = \begin{vmatrix} e_{1,1} & \dots & \dots & \dots & e_{1,p} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ \vdots & & & & \ddots \\ e_{p,1} & \dots & \dots & \dots & e_{p,p} \end{vmatrix} \quad (7) \text{ e}$$

Λ é a matriz diagonal com os autovalores $p \times p$, definida por:

$$\Lambda_{(p,p)} = \begin{vmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \lambda_p \end{vmatrix} \quad (8)$$

Assim, qualquer matriz quadrática simétrica pode ser decomposta nas matrizes com autovalores e autovetores com valores reais, sendo que, a matriz dos autovetores $\underline{V}$ representa a mudança de base para um novo sistema de referência, os quais são definidos pelos autovetores normalizados da matriz M .

Os autovetores normalizados (pesos individuais da variação em cada posição) associados a cada autovalor (peso coletivo de todas as posições) são definidos de padrão de oscilação principal, cuja função é identificar áreas de maior importância na explicação parcial de cada autovalor.

O percentual de explicação individual de cada autovalor é definido pela relação do valor da raiz característica da solução i comparado ao somatório das p possíveis soluções das equações que descrevem a matriz M , sendo $i \leq p$ e por definição $\lambda_1 \geq \lambda_2 \dots \geq \lambda_p$. Para cada autovalor λ_i da matriz M , corresponde um conjunto de p autovetores.

$$\text{Porção}_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{a=1}^p \lambda_a} \quad \% \text{ de contribuição de } \lambda_i \text{ na variação total} \quad (9)$$

Dessa forma, pode-se escolher o percentual relativo da variação total na qual se deseja ajustar, podendo ser variável o número de matrizes do padrão de oscilação principal para cada mês.

A combinação dos autovetores $\underline{V}$ derivados da matriz M e os dados originais padronizados Y produzem novas variáveis, definidas como escores das CP. Os escores representam apenas valores numéricos, obtidos pela multiplicação de um componente principal com a matriz original dos dados. Para ressaltar as possíveis diferenças temporais da CGMA, essa foi padronizada, considerando $p = 12$ (número de meses) e $n = 540$ (total de pontos de grade).

$$Y_{n,p} = \frac{X_{n,p} - \mu_{X_p}}{\sqrt{\text{Var}_{X_p}}} \quad (10)$$

onde:

Y é a variável padronizada;

X representa as variáveis originais brutas;

μ_x representa as médias das variáveis originais;

Var_x são variâncias das variáveis originais.

Para a padronização do valor relativo da CGMA foi definida a matriz:

$$\underline{Y}_{(p,n)} = \begin{vmatrix} Y_{(1,1)} & Y_{(1,2)} & \cdots & \cdots & Y_{(1,n)} \\ Y_{(2,1)} & Y_{(2,2)} & \cdots & \cdots & Y_{(2,n)} \\ \vdots & \vdots & & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & & \vdots \\ Y_{(p,1)} & Y_{(p,2)} & \cdots & \cdots & Y_{(p,n)} \end{vmatrix} \quad (11)$$

A matriz correlação R , a partir da matriz dos dados padronizados ($\underline{Y}$), pode ser obtida de forma matricial:

$$R = \frac{1}{n-1} \underline{Y}^T \underline{Y} \quad (12)$$

onde:

$\underline{Y}^T$ é a matriz transposta da matriz $\underline{Y}$, dada por:

$$R_{(p,p)} = \begin{vmatrix} 1 & \text{cor}_{(1,2)} & \cdots & \cdots & \text{cor}_{(1,p)} \\ & 1 & \vdots & \vdots & \text{cor}_{(2,p)} \\ & & 1 & \vdots & \vdots \\ & & & 1 & \text{cor}_{(p-1,p)} \\ & & & & 1 \end{vmatrix} \quad (13)$$

Com dados padronizados a matriz obtida é a matriz variância-covariância e com dados originais não padronizados a matriz resultante é a matriz correlação, que tem na diagonal principal o valor 1. O procedimento para obtenção é equivalente.

Os escores das CP são obtidos pelo produto dos autovetores transpostos pela matriz padronizada dos dados originais, sendo:

$$\underline{Z} = \underline{V}^T \underline{Y} \quad (14)$$

Como $\underline{V}$ é uma matriz ortogonal, a matriz inversa é igual à transposta:

$$\underline{V}^{-1} = \underline{V}^T \quad (14a)$$

Assim, pode-se reescrever como a equação (13a) como:

$$\underline{Y} = \underline{V} \underline{Z} \quad (14b)$$

A variabilidade presente na matriz padronizada $\underline{Y}$ dos dados originais é preservada na transformação dos escores $\underline{Z}$, ao longo dos eixos referenciais dos autovetores $\underline{V}$. Os escores representam a dispersão dos dados originais, sendo não correlacionados entre si. Assim, pode-se verificar as áreas de maior variabilidade de CGMA.

Foram geradas dez CP, visto que tal número representa mais de 70% da variância total da CGMA. Contudo, adotaram-se, no modelo ajustado, os escores representativos de $\geq 5\%$ da variância da CGMA. Assim, para o ajuste do modelo foram utilizadas:

JANEIRO	↔	8 CP
FEVEREIRO	↔	6 CP
MARÇO	↔	8 CP
ABRIL	↔	6 CP
MAIO	↔	6 CP
JUNHO	↔	7 CP
JULHO	↔	6 CP
AGOSTO	↔	5 CP
SETEMBRO	↔	5 CP
OUTUBRO	↔	6 CP
NOVEMBRO	↔	7 CP
DEZEMBRO	↔	7 CP

4.2.2.2 Análise de regressão linear múltipla

Segundo Hair et. al (2005) a análise de regressão múltipla é uma técnica estatística que pode ser usada para analisar a relação entre uma única variável dependente (critério ou preditante) e várias variáveis independentes (preditoras). O objetivo da análise de regressão múltipla é utilizar as variáveis independentes cujos valores são conhecidos para prever os valores da variável dependente selecionada.

Nesse contexto, os autores acrescentam que um propósito fundamental da regressão múltipla é prever a variável dependente com um conjunto de variáveis independentes, atingindo um entre dois objetivos. O primeiro seria a maximização do

poder preditivo geral das variáveis independentes como representadas na variável estatística e o segundo seria a comparação de dois ou mais conjuntos de variáveis independentes para examinar o poder preditivo de cada variável estatística.

O modelo de regressão linear no formato matricial é descrito por Storch e Zwiers (2000), conforme segue (adaptado):

$$Y = X A + \varepsilon \quad (15)$$

onde:

X é a matriz de delineamento, onde as variáveis independentes são conhecidas (padrões da CGMA);

A é a matriz diagonal dos parâmetros fixos, definidos como coeficientes de regressão linear (coeficientes de ajuste);

Y é a matriz diagonal das observações da variável dependente Y (temperatura mínima mensal);

ε é vetor dos erros aleatórios na estimativa.

A variação total existente sobre uma variável Y é representada pela soma dos quadrados total (SQT):

$$SQT = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (16)$$

Em geral, a tentativa de ajustar a variação total da variável Y através da relação linear da variação de outras variáveis $X_1 \dots X_p$ não é totalmente contemplada, já que a parcela complementar representa o erro da regressão. A variação total do erro da regressão é representada pela soma dos quadrados dos erros (SQE) individuais:

$$SQE = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (16a)$$

A diferença entre o somatório dos desvios quadráticos total de Y e o somatório dos desvios quadrados não explicados deste total, define a soma dos desvios quadrados explicado pelo modelo de regressão (SQR):

$$SQR = SQT - SQE \quad (16b)$$

A relação entre a soma dos desvios quadrados da regressão e a soma dos desvios quadrados total determina o coeficiente de determinação, o qual representa o percentual de variação explicado pelo modelo de regressão de Y ajustados pelas variáveis $X_1...X_p$.

$$R^2 = \frac{SQR}{SQT} \quad (17)$$

O poder do modelo ajustado pode ser testado através da correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados pela reanálise.

É importante frisar que a extração dos dados de temperatura mínima e de concentração de gelo, bem como os cálculos das CP da CGMA e os ajustes do modelo de regressão múltipla foram realizados através de sub-rotinas desenvolvidas em Linguagem de Programação C (LCC Win32), software de domínio público, sendo os resultados apresentados em figuras geradas pelo software GrADS, mês a mês.

Além disso, as composições “sazonais” apresentadas nos resultados seguem o seguinte critério:

Trimestre 1	↔	JFM	(JANEIRO-FEVEREIRO-MARÇO)
Trimestre 2	↔	AMJ	(ABRIL-MAIO-JUNHO)
Trimestre 3	↔	JAS	(JULHO-AGOSTO-SETEMBRO)
Trimestre 4	↔	OND	(OUTUBRO-NOVEMBRO-DEZEMBRO)

4.2.2.3 Teste t de Student

Neste capítulo, sendo $n = 26$ (período de 1982 a 2007), foram testados 3 níveis de significância: 10%, 5% e 1%, conforme segue:

10%	↔	$t^c = 1,711$	↔	$R_{ij} = 0,33$
5%	↔	$t^c = 2,064$	↔	$R_{ij} = 0,39$
1%	↔	$t^c = 2,797$	↔	$R_{ij} = 0,50$

Assim, exemplificadamente, considerando que para um nível de significância igual a 10% o valor crítico da tabela t de Student com 24 graus de liberdade é igual a 1,711, rejeita-se a hipótese de que a correlação entre as variáveis é igual a zero, quando, em valor absoluto, o valor de t observado é maior que o valor crítico. Assim, conclui-se que a correlação entre as variáveis é estatisticamente significativa. No caso, a correlação será estatisticamente significativa a um nível de significância de 10%, 5% e 1% quando $R_{ij} \geq 0,33$, $R_{ij} \geq 0,39$ e $R_{ij} \geq 0,50$, respectivamente.

4.3 Resultados e discussão

4.3.1 Variabilidade da concentração de gelo marinho Antártico

A aplicação da técnica de análise de CP possibilitou a verificação da variabilidade dos setores da CGMA, porquanto cada CP fornece um percentual de explicação da variância total, o qual é representativo de determinada área.

Entretanto, para isso, como mencionado no item 4.2.1.2, foi necessário o uso de testes de consistência nos dados para que fossem extraídas as informações inválidas da série temporal, resultando na configuração já mostrada. Pelos dados alcançados, percebe-se que houve uma concentração maior de dados válidos no inverno e uma redução deles no verão, coerente com a cobertura média de GM.

Como foi salientado, foram escolhidas as dez primeiras CP pelo fato de, em todos os meses, terem explicado mais de 70% da variância total da CGMA, devendo-se ter em mente que, quanto maior o número de CP, maior será a dificuldade de interpretação das mesmas, conforme afirma Mingoti (2007).

Além disso, pelo fato das duas primeiras CP (CP1 e CP2) terem explicado juntas, mais de 24% da variância da CGMA, em todos os meses, ou seja, mais de um terço do valor representado pela variância total do número de componentes escolhido, somente essas serão apresentadas ao longo da parte textual.

A Tab. 2 mostra o percentual de explicação (individual e acumulado) da variância da CGMA através das CP, para todos meses, no período de 1982 a 2007.

Jan	%	Total	Fev	%	Total	Mar	%	Total	Abr	%	Total
CP1	12,86	12,86	CP1	15,59	15,59	CP1	18,03	18,03	CP1	19,65	19,65
CP2	11,99	24,85	CP2	13,28	28,86	CP2	13,13	31,16	CP2	12,92	32,57
CP3	10,17	35,02	CP3	12,56	41,42	CP3	10,01	41,17	CP3	8,57	41,13
CP4	7,52	42,54	CP4	7,70	49,12	CP4	7,42	48,60	CP4	7,72	48,85
CP5	6,77	49,31	CP5	6,74	55,86	CP5	6,48	55,08	CP5	6,99	55,84
CP6	6,39	55,70	CP6	6,47	62,33	CP6	5,59	60,67	CP6	5,65	61,49
CP7	5,31	61,01	CP7	4,47	66,80	CP7	5,32	66,00	CP7	4,63	66,11
CP8	5,04	66,06	CP8	4,30	71,10	CP8	5,06	71,05	CP8	4,17	70,29
CP9	4,37	70,43	CP9	3,78	74,88	CP9	3,78	74,83	CP9	3,66	73,94
CP10	3,80	74,23	CP10	3,62	78,50	CP10	3,31	78,14	CP10	3,49	77,43
Mai	%	Total	Jun	%	Total	Jul	%	Total	Ago	%	Total
CP1	19,04	19,04	CP1	18,82	18,82	CP1	18,88	18,88	CP1	22,07	22,07
CP2	13,58	32,62	CP2	13,36	32,17	CP2	14,46	33,33	CP2	13,35	35,42
CP3	10,46	43,08	CP3	9,62	41,79	CP3	9,71	43,04	CP3	8,15	43,57
CP4	8,15	51,23	CP4	8,01	49,80	CP4	7,42	50,47	CP4	8,00	51,57
CP5	6,84	58,07	CP5	7,45	57,25	CP5	5,91	56,37	CP5	6,22	57,79
CP6	6,12	64,19	CP6	5,82	63,07	CP6	5,36	61,73	CP6	4,80	62,58
CP7	4,96	69,15	CP7	5,26	68,34	CP7	4,32	66,05	CP7	3,95	66,53
CP8	3,57	72,72	CP8	4,11	72,45	CP8	3,82	69,87	CP8	3,85	70,38
CP9	3,44	76,16	CP9	3,35	75,80	CP9	3,61	73,48	CP9	2,93	73,31
CP10	2,97	79,12	CP10	3,00	78,80	CP10	3,02	76,50	CP10	2,81	76,12
Set	%	Total	Out	%	Total	Nov	%	Total	Dez	%	Total
CP1	23,65	23,65	CP1	23,61	23,61	CP1	12,99	12,99	CP1	15,77	15,77
CP2	11,34	34,99	CP2	9,62	33,23	CP2	11,71	24,70	CP2	9,12	24,88
CP3	9,87	44,86	CP3	8,31	41,54	CP3	9,89	34,59	CP3	8,12	33,00
CP4	6,51	51,38	CP4	7,44	48,97	CP4	7,47	42,06	CP4	7,70	40,70
CP5	5,78	57,16	CP5	6,25	55,23	CP5	6,55	48,61	CP5	6,73	47,43
CP6	4,60	61,76	CP6	5,46	60,69	CP6	5,73	54,34	CP6	5,65	53,08
CP7	4,56	66,32	CP7	4,41	65,10	CP7	5,24	59,58	CP7	5,05	58,13
CP8	3,65	69,97	CP8	4,11	69,21	CP8	4,56	64,14	CP8	4,45	62,58
CP9	3,34	73,31	CP9	3,41	72,62	CP9	4,22	68,36	CP9	4,10	66,67
CP10	3,11	76,42	CP10	3,15	75,77	CP10	3,55	71,91	CP10	3,80	70,47

Tabela 2 – Percentual da variância explicada (individual e total) da CGMA pelas CP, para os todos os meses, no período de 1982 a 2007, com destaque (em vermelho) para as CP que explicaram $\geq 5\%$ da variância total.

Na Tab. 2 é possível verificar que os valores percentuais de explicação da variância da CGMA, pelas CP, segue uma ordem, ou seja, a CP1 explica a maior parte da variância, a CP2 explica um pouco menos e assim sucessivamente, o que é devido à própria forma de construção do método. Ademais, percebe-se que a CP1 explica mais a variância nos meses em que a cobertura de GM é maior, fato que não é observado nas demais componentes.

A seguir são apresentados os autovetores, os quais representam as regiões de maior peso das duas primeiras componentes (CP1 e CP2), de janeiro a dezembro (Figs. 14 a 17).

A técnica de CP faz uso de sinais opostos para representar as áreas de maior peso em cada CP. Na realidade, os sinais servem apenas para descrever os pesos das áreas de maior importância na distribuição espacial da informação, mais precisamente na variabilidade da CGMA. Dessa forma, os escores gerados pelas componentes vão ser influenciados pela combinação dos sinais dos autovetores com as anomalias da CGMA de cada mês. Os escores gerados são função do sinal dos autovetores e das anomalias de cada mês.

Assim, nas Figs. 14 a 17, estão representadas as áreas mais importantes para se gerarem a primeira e segunda novas variáveis e assim por diante, de acordo com o número escolhido para cada mês.

É importante deixar claro que, de maneira geral, foram os setores referentes ao Mar de Weddell (principal), do Mar de Ross e dos Mares de Amunden e Bellingshausen os representativos das áreas de maior importância, independente do sinal.

O sinal dos autovetores, conforme as Figs. 14 a 17, representam apenas o peso das áreas espaciais mais relevantes, as quais vão contribuir no sinal do escore gerado, representando também o sinal da anomalia nessa região. O sinal auxilia na verificação da magnitude dos autovetores e das principais áreas de oscilação, se ele é negativo ou positivo não importa. A própria série temporal faz com que existam esses contrastes nas áreas.

Note-se que, embora os meses de janeiro a março (Fig. 14) não possuam coberturas extensas, são os que apresentam as maiores magnitudes e maior variabilidade em relação aos demais.

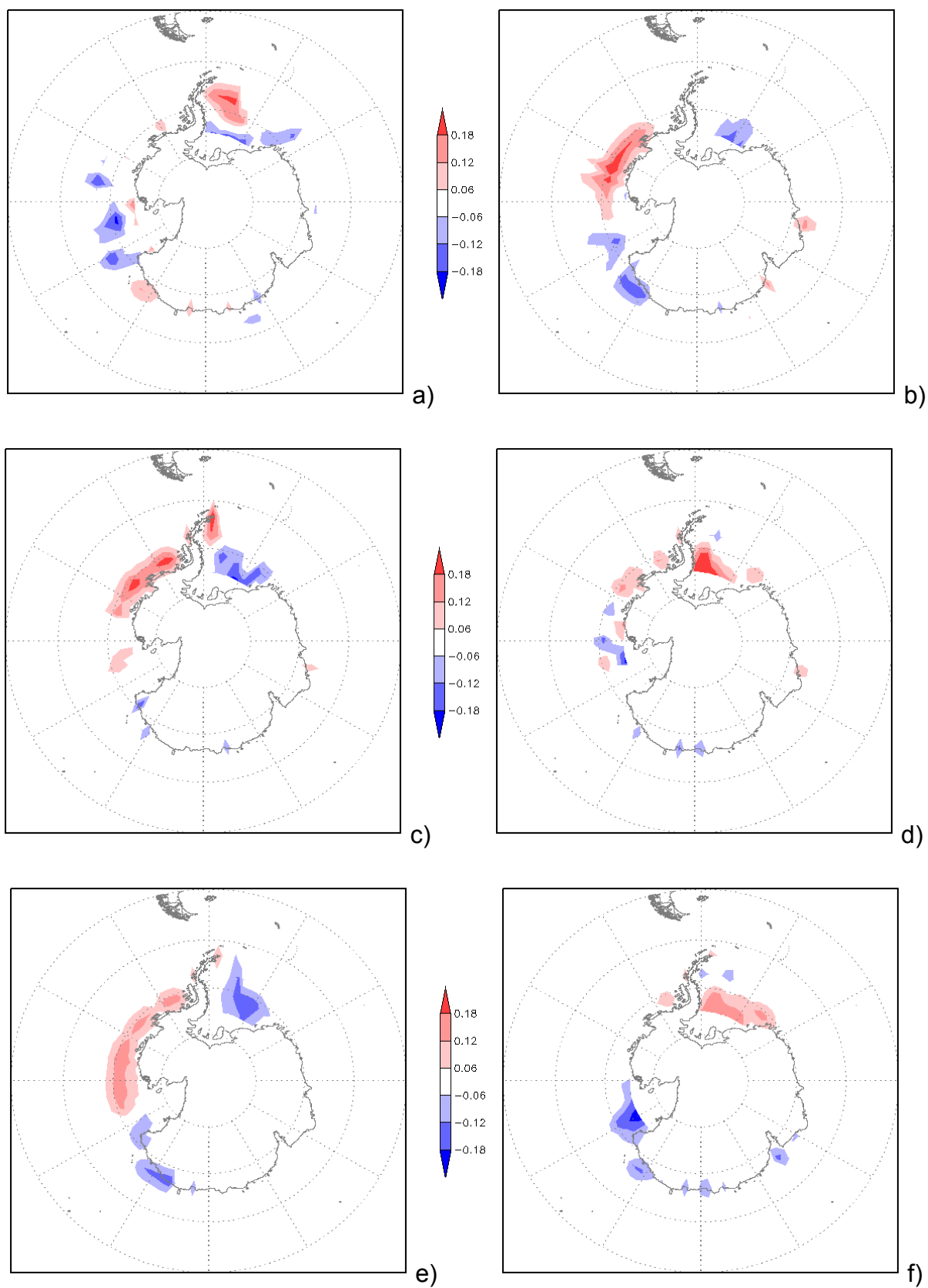


Figura 14 – Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em janeiro (a) e (b), fevereiro (c) e (d) e março (e) e (f).

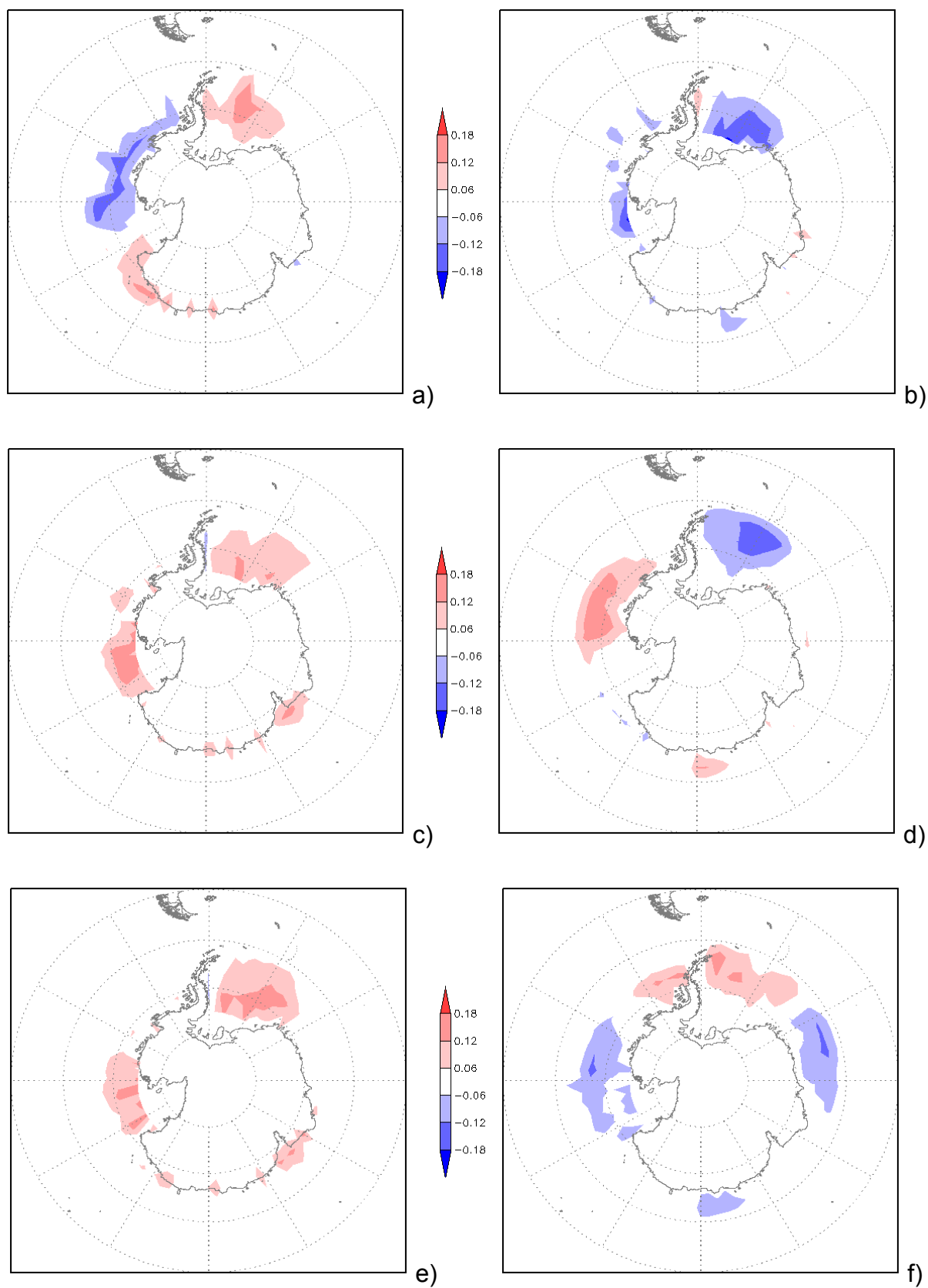


Figura 15 – Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em abril (a) e (b), maio (c) e (d) e junho (e) e (f).

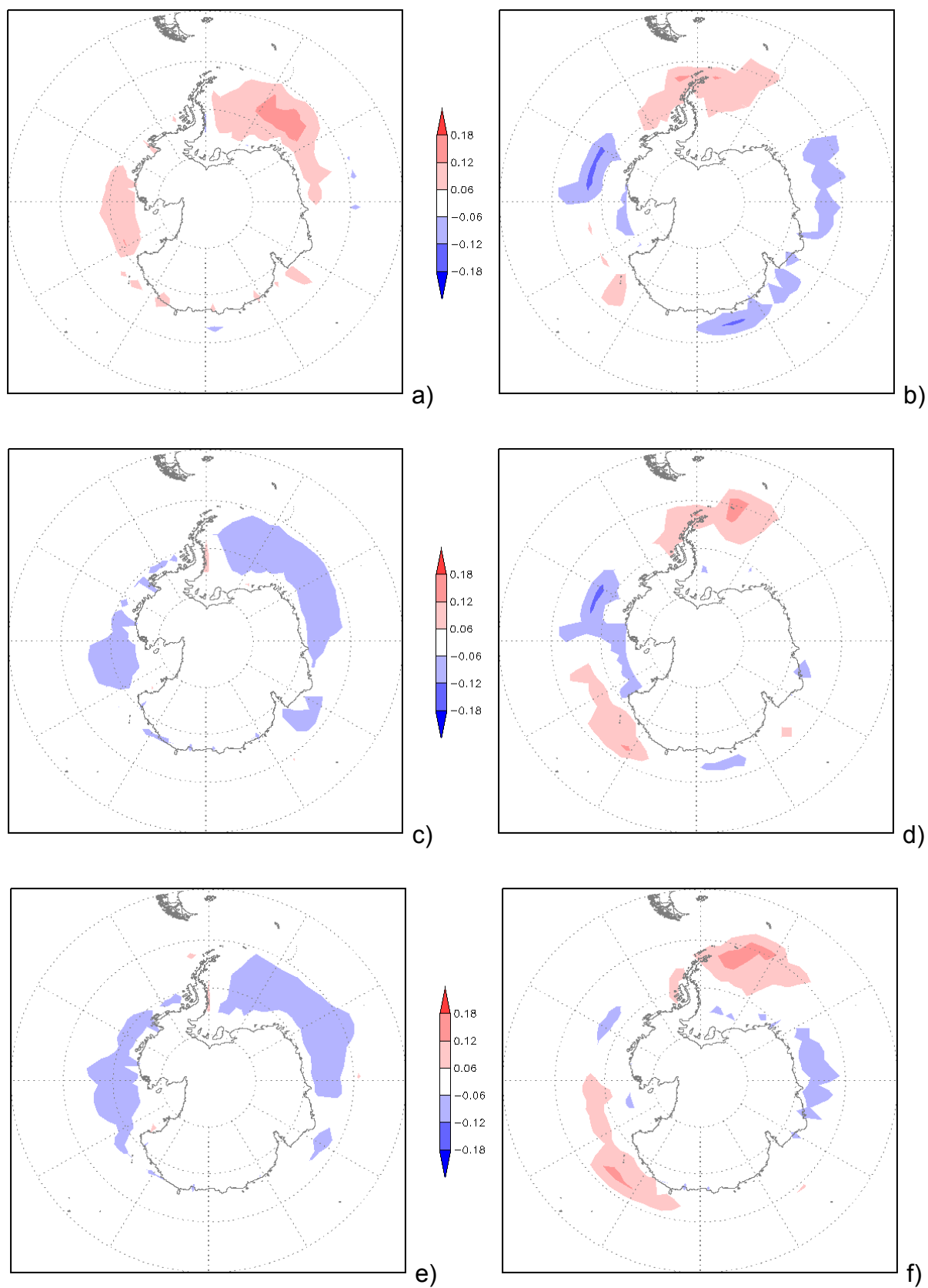


Figura 16 – Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em julho (a) e (b), agosto (c) e (d) e setembro (e) e (f).

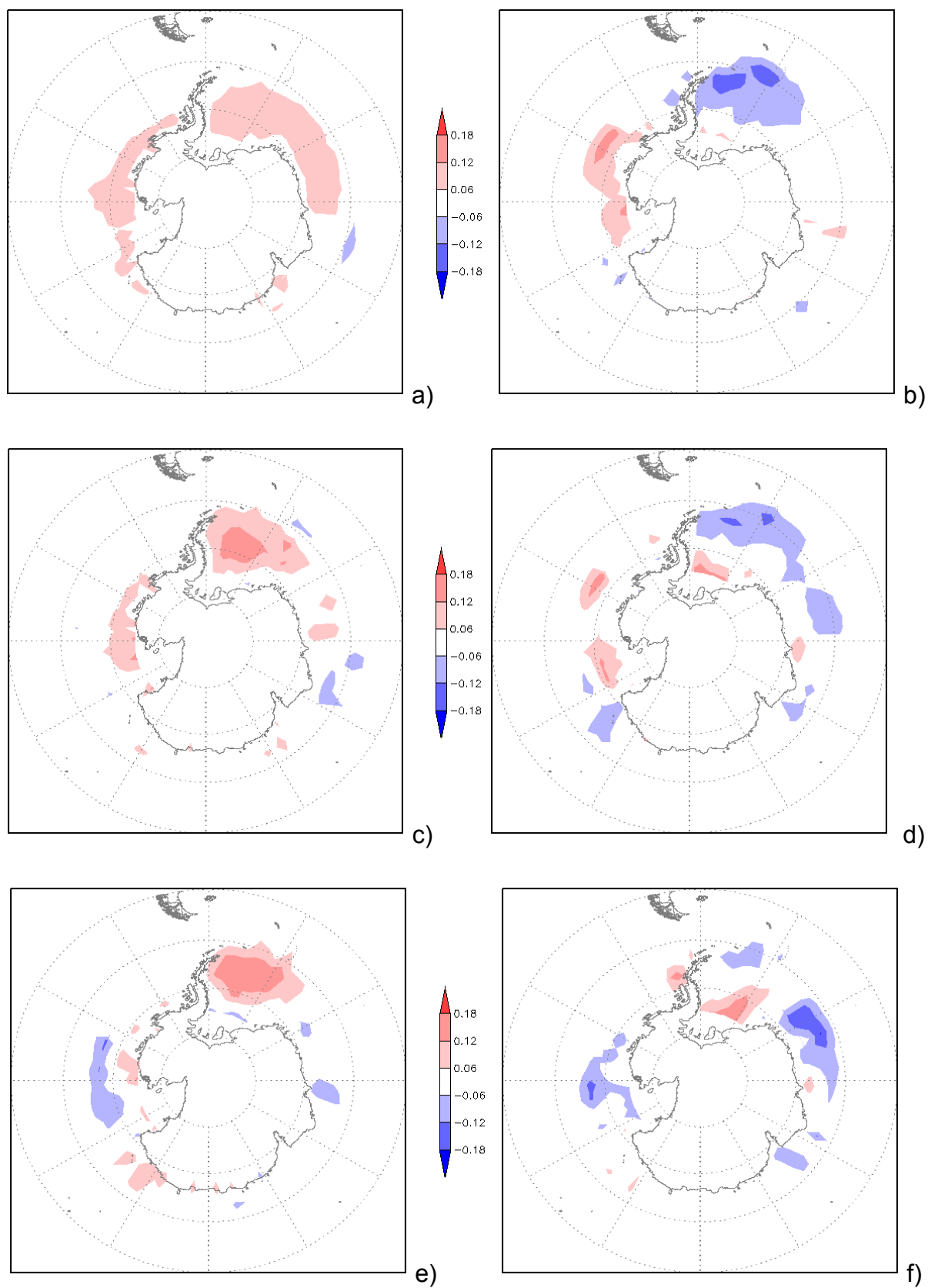


Figura 17 – Percentual de distribuição espacial dos autovetores das CP1 (esquerda) e CP2 (direita) em julho (a) e (b), agosto (c) e (d) e setembro (e) e (f).

É importante destacar que o peso relativo dos dados válidos apresentado não foi filtrado a fim de não se extrair da série a influência do ENSO e do SAM, fatores que são muito bem explicados por Marson (2008) com apoio de ampla literatura, conforme segue, resumidamente, nos termos abaixo.

Os efeitos do ENSO sobre o GM antártico foram detalhados por Yuan (2004). Em eventos de El Niño, a alta temperatura superficial do mar no Pacífico tropical aumenta a convecção na região e o gradiente térmico meridional entre o Equador e o Pólo. Esse mecanismo fortalece e contrai a Célula de Hadley, de acordo com Rind et al. (2001). Como consequência, o jato subtropical que passa próximo à Austrália e Nova Zelândia também é fortalecido e a região de tempestades é deslocada em direção ao Equador no Pacífico Sul. Esse deslocamento ocasiona uma mudança na circulação zonal para leste, fazendo com que o fragmento descendente da célula se estabeleça no Atlântico tropical, o que por sua vez relaxa e expande a Célula de Hadley. Assim, a região de tempestades desloca-se em direção ao Pólo no Atlântico Sul.

Nesse sentido, as mudanças no jato subtropical e nas Células de Hadley regionais aparentemente resultam em uma Célula de Ferrel fortalecida no Pacífico Sul e uma Célula de Ferrel enfraquecida no Atlântico Sul. Desse modo, mais (menos) calor é transportado para a região polar do Pacífico (Atlântico) Sul nos níveis mais baixos da atmosfera, de acordo com Liu et al. (2002). Essa variação no transporte de calor para os Pólos contribui diretamente para a formação de anomalias de temperatura fora de fase no Pacífico e Atlântico Sul. Adicionalmente, em resposta a um evento quente (El Niño), um centro anômalo de alta pressão forma-se sobre o Mar de Bellingshausen e cria uma circulação regional que traz ar quente de latitudes mais baixas para a região polar do Pacífico Sul e ar frio Antártico para o oceano no Mar de Weddell. Esse padrão espacial, caracterizado por centros anômalos no nordeste do giro de Ross, no setor do Pacífico, e no giro central de Weddell, no setor Atlântico, é conhecido como modo Dipolo Antártico ou ADP, e representa a maior variabilidade interanual no campo do GM antártico, segundo identificam Yuan e Li (2008). Um esquema do processo descrito pode ser observado na Fig. 18.

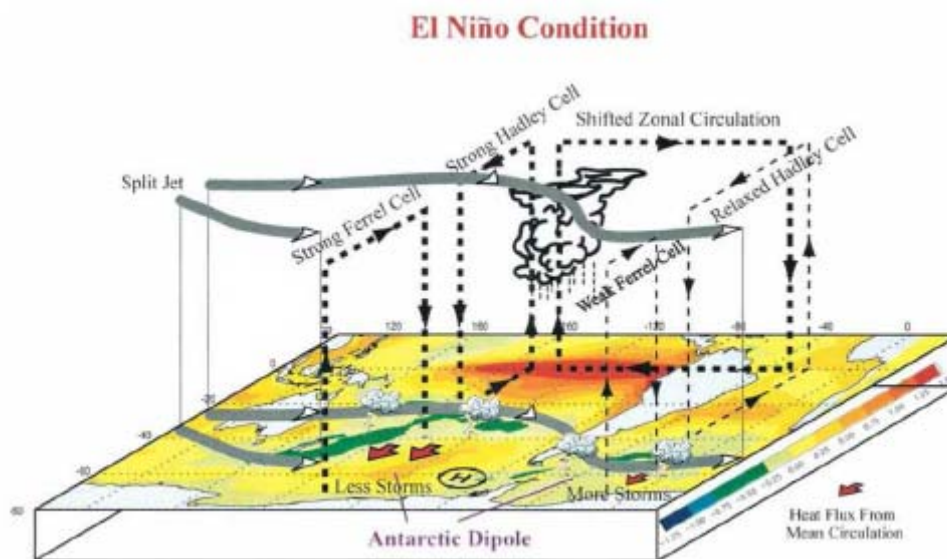


Figura 18 – Esquema do padrão de circulação atmosférica obtido em resposta a eventos de El Niño, sobreposto à temperatura da superfície do mar. Fonte: Yuan (2004).

Ademais, o jato frontal polar, resultante da subdivisão do jato subtropical, é enfraquecido, o que leva a uma menor atividade de ciclones na região do Pacífico Sudeste, reforçando anomalias de alta pressão persistentes nessa área. Por sua vez, ciclones frequentes na bacia do Atlântico também favorecem o centro de alta pressão em Bellingshausen. O *feedback* positivo entre o jato, a distribuição de tempestades e a atividade de vórtices estacionários, nessa região particular, prolonga e mantém o centro de alta pressão, conforme evidencia Yuan (2004). Marshall e King (1998) destacam que a circulação atmosférica anômala na região de Amundsen e Bellingshausen, associada a maior advecção de ar quente para essa região, gera invernos mais quentes no oeste da Península Antártica.

Esse mesmo padrão espacial do ADP pode ser observado no GM impactado pelo SAM. A primeira componente principal das anomalias de altura geopotencial, ou seja, função da pressão atmosférica, a 850 hPa ao sul de 20°S, é marcada por anomalias de pressão zonalmente simétricas, mas fora de fase entre médias e altas latitudes, conforme salienta Thompson e Wallace (2000). Lefebvre et al. (2004) indicam que a ocorrência de SAM positivo estaria associada à presença de pressões atmosféricas mais baixas ao nível do mar em altas latitudes e mais elevadas em baixas latitudes. Devido à existência de uma anomalia de baixa pressão no setor Bellingshausen e Amundsen, em anos de SAM positivo, os Mares de Weddell e Bellingshausen ficariam sujeitos a ventos predominantemente do quadrante norte,

fazendo com que houvesse transporte de Ekman em direção à costa oeste da Península Antártica, o que poderia estar causando uma compactação do gelo junto ao continente, resultando na tendência de diminuição significativa da extensão do GM nessa região. Ainda, o Mar de Ross ficaria mais sujeito a ventos de sul, o que ocasionaria um esfriamento na superfície e aumento na área coberta por gelo.

O fato abordado justificaria tendências regionais de extensão do GM, principalmente porque nos últimos 20 anos o SAM vem sofrendo um aumento gradual, o qual poderia ser fruto de um aumento continuado dos gases de efeito estufa, e, assim, um aumento da temperatura do ar global, como sugerido por Stammerjohn et al. (2008). Mas, Liu, Curry e Martinson (2004) mostraram que ENSO e SAM não podem explicar as recentes tendências do GM. Segundo eles, retirando-se o impacto do ENSO e do SAM das séries temporais de anomalia de concentração para cada pixel, a tendência do resíduo é muito semelhante às tendências originais.

Após tal exposição, Marson (2008) conclui que as tendências de concentração de GM não podem ser apenas explicadas pelo ENSO e SAM, embora as influenciem consideravelmente em escalas interanuais. Chama atenção ao fato de, ao tentar explicar tais tendências, dever-se considerar o somatório dos diversos processos atuantes em cada setor e saber como esses processos se comportaram nos últimos anos.

4.3.2 Modelo de temperatura mínima ajustado aos escores das componentes derivados da concentração de gelo marinho Antártico

A partir dos autovetores foram calculados os dez primeiros escores das componentes, dos quais foram considerados apenas os que explicaram $\geq 5\%$ da variância da CGMA. Desse modo, ajustou-se um modelo de previsão de temperatura mínima mensal para a AS.

O poder do modelo ajustado (precisão do modelo ou *skill* do modelo) foi testado através da correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados pela reanálise do NCEP-NCAR. Assim, não foi testado o modelo, mas seu poder de previsibilidade, para o caso da utilização como modelo em previsão.

Embora a CGMA apresente valores menores em janeiro (Fig. 19a) em comparação aos demais meses, exceto fevereiro, quase a totalidade da AS, naquele mês, apresenta valores de correlação estatisticamente significativos ao nível de

significância de 10%, ou seja, valores de correlação maiores ou iguais a 0,33, valendo praticamente o mesmo para o nível de significância de 5%. Além disso, levando em consideração o nível de significância de 1%, grande parte da AS ainda apresenta valores de correlação significativos. O destaque fica por conta de grande parte do Uruguai, nordeste da Argentina, extremo sul do RS, porção centro-oeste e nordeste do Brasil que apresentaram coeficientes de correlação superiores a 0,7.

Para fevereiro (Fig. 19b) grande parte da AS ainda é estatisticamente significativa ao nível de 10%, ficando mais restrito ao nível de 1%, já que considera os valores de correlação iguais ou superiores a 0,5. Mas, em comparação ao mês anterior, parece haver um deslocamento na direção noroeste das regiões de altas correlações. É o caso da porção norte da Argentina, Paraguai, sudeste da Bolívia e parte do sul e sudeste do Brasil com valores de correlação superiores a 0,6.

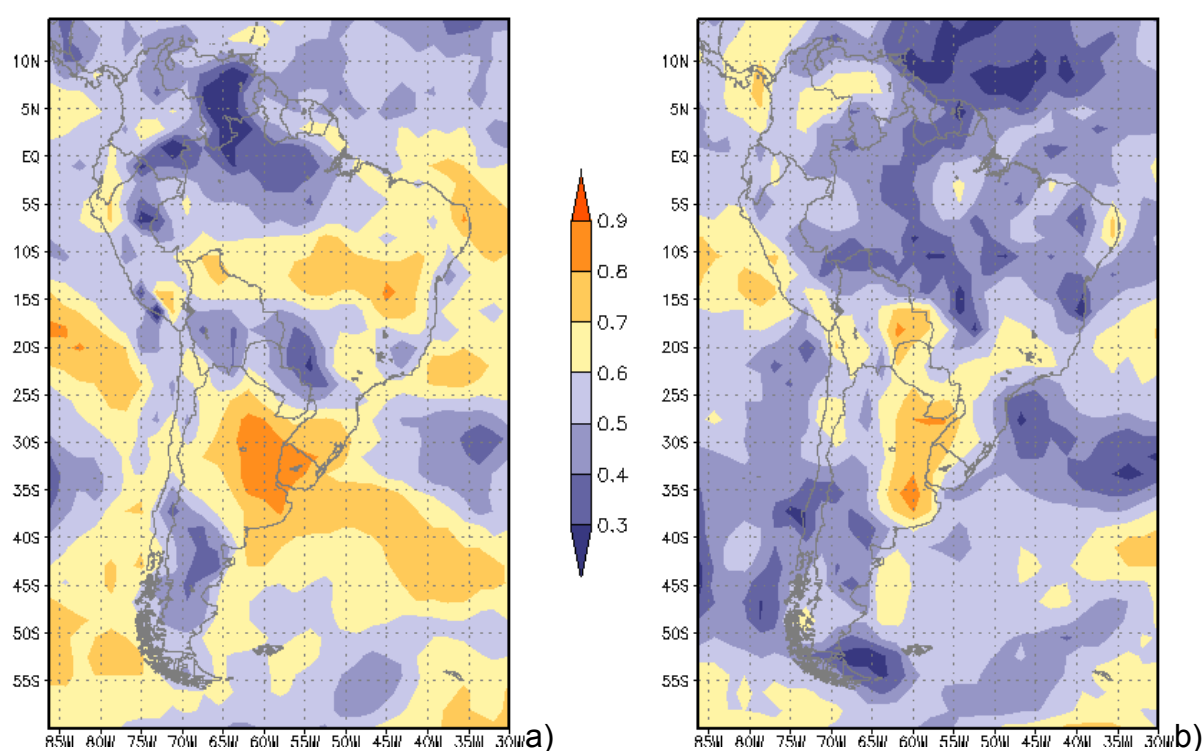


Figura 19 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de janeiro (a) e fevereiro (b).

Em março (Fig. 20a) praticamente toda a AS é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Destacam-se a porção sul da Argentina, norte do Paraguai, sul da Bolívia, norte do Peru, Equador, oeste da Colômbia, quase toda a região da Venezuela e da Guiana, norte e parte do nordeste do Brasil com coeficientes de correlação com valores superiores a 0,6.

Em abril (Fig. 20b) as regiões de correlação mais significativa demonstram o comportamento já relatado, de aparente deslocamento na direção noroeste. A AS se apresenta estatisticamente significativa em praticamente todos os níveis, com poucas exceções. Quase toda linha sul-norte da Argentina, grande parte do Chile, norte do Paraguai, sul do Peru, região fronteira entre Peru, Colômbia e Brasil, quase toda a Venezuela, parte do sul, sudeste e norte do Brasil apresentaram coeficientes de correlação com valores superiores a 0,6.

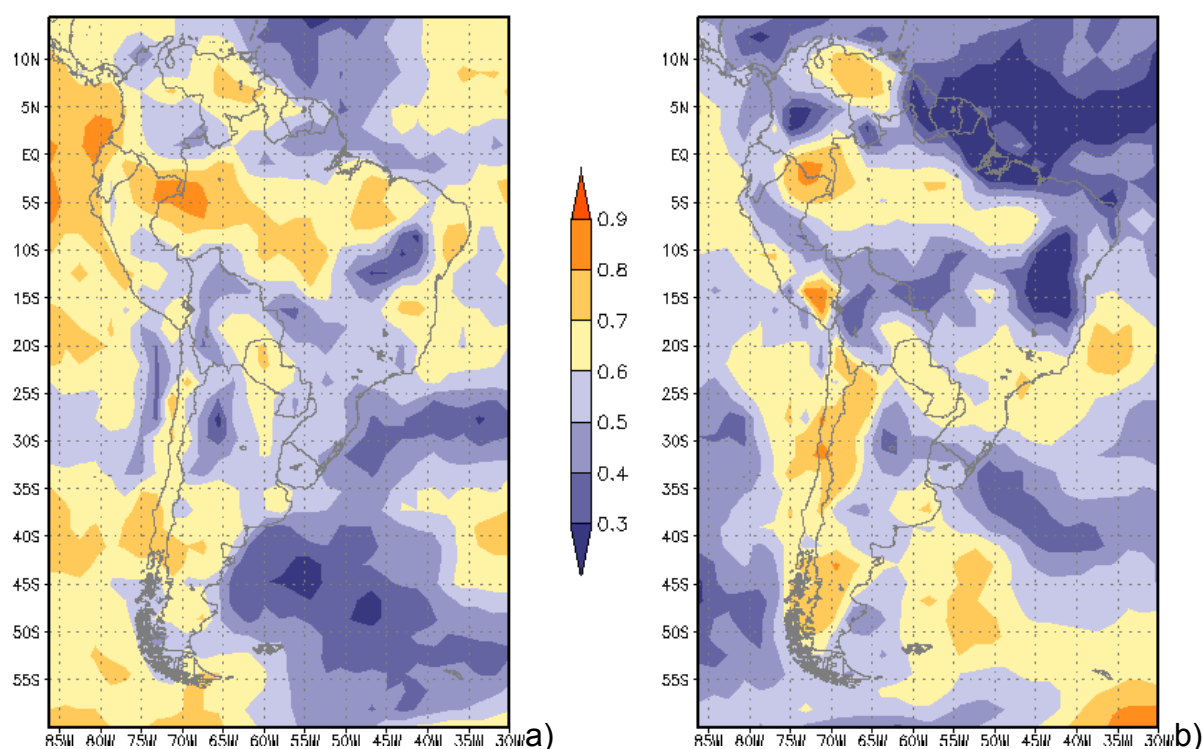


Figura 20 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de março (a) e abril (b).

Para maio (Fig. 21a) a imensa maioria da AS aparece como estatisticamente significativa ao nível de significância de 1%. A porção centro-sul do Chile e da Argentina, sul da Bolívia, sul e norte do Peru, Colômbia, praticamente toda a região da Venezuela, sudeste, centro-oeste e grande parte do norte do Brasil aparecem com correlação superior a 0,6, com especial destaque para as áreas superiores a 0,7, localizadas na região fronteira entre Brasil, Peru e Colômbia e na porção centro-oeste e norte do Brasil.

Em junho (Fig. 21b) as correlações, embora ainda bastante significativas em todos os níveis, não abrangem as regiões da AS da mesma forma como nos meses anteriores, o que se concretiza nos meses seguintes. As regiões do Uruguai, centro-

norte do Chile, sul e norte do Peru, leste do Equador, sul da Colômbia, praticamente toda Venezuela, parte da porção norte e quase toda a região sul do Brasil apresentam valores de correlação superiores a 0,6.

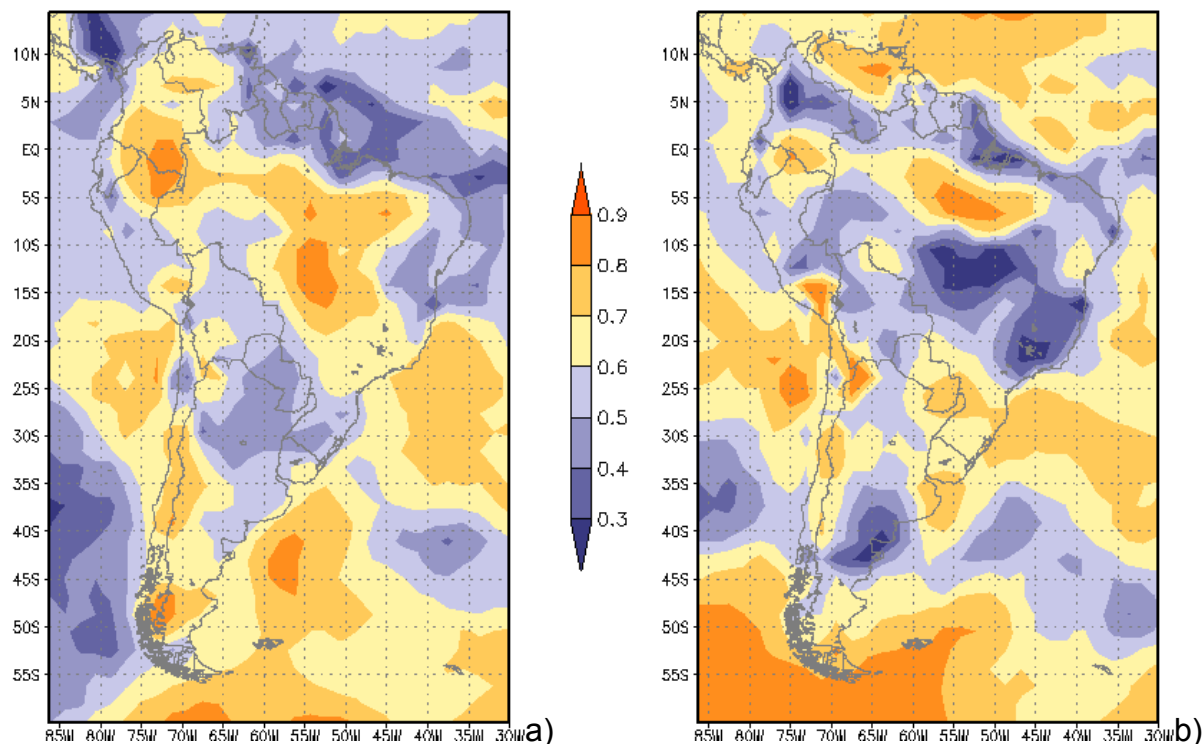


Figura 21 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de maio (a) e junho (b).

Para julho (Fig. 22a) praticamente metade da AS não é mais estatisticamente significativa ao nível de 1%, merecendo destaque, com valores superiores a 0,6 de correlação, a Guiana, a porção sul de Suriname, praticamente uma região sobre o Brasil, leste do Equador, sul da Colômbia, Uruguai, noroeste e sul da Argentina e centro-sul do Chile.

Em agosto (Fig. 22b), uma porção da AS, praticamente a metade, não aparece estatisticamente significativa ao nível de 10%, contudo não é o caso da Guiana, Suriname, Guiana Francesa, sul do Uruguai, centro do Chile e sul e norte da Argentina que aparecem com valores superiores a 0,6 de correlação.

Ao passo que a CGMA vai aumentando parece diminuir os valores de correlação, entre os valores de temperatura mensal observada da reanálise e aqueles estimados pelo modelo ajustado, das regiões localizadas mais ao eixo sudeste-noroeste da AS, aparentemente em função do próprio ciclo de radiação.

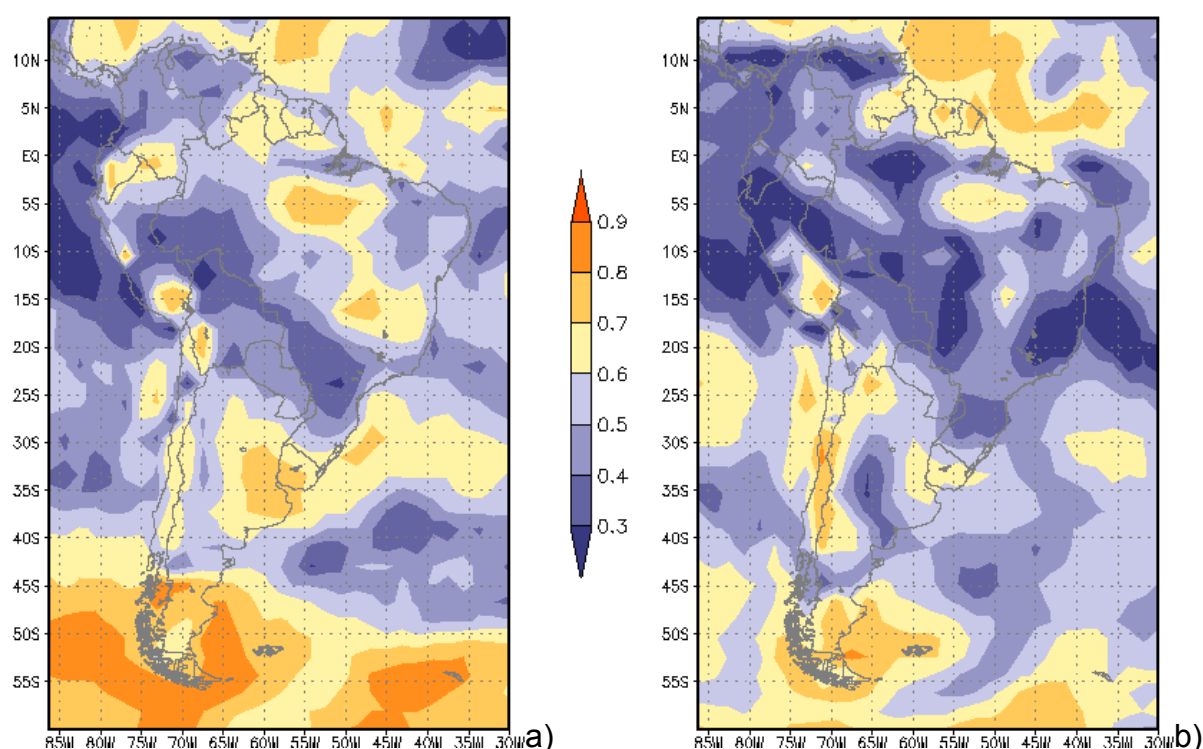


Figura 22 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de maio julho (a) e agosto (b).

Para setembro (Fig. 23a), mês com maior valor de CGMA, vale o que foi dito anteriormente com relação ao aparecimento de regiões não significativas nem ao nível de significância de 10%, contudo o norte do Brasil, centro-norte do Chile e da Argentina aparecem com coeficiente de correlação superior a 0,6.

Em outubro (Fig. 23b), pode-se dizer que houve uma retomada na significância das correlações, aparecendo grande parte do Brasil, da Argentina, do Chile e porção norte da Bolívia com valores superiores a 0,6.

No mês de novembro (Fig. 23c) quase toda a região da AS apresentou valores de correlação estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%, com relevância para o Chile, eixo sul-norte da Argentina, norte do Paraguai, sul da Bolívia, parte do nordeste e centro-oeste do Brasil que apresentaram valores de correlação superiores a 0,6.

Dezembro (Fig. 23d), assim como o mês anterior, apresentou valores de correlação estatisticamente significativos ao nível de significância de 1% em quase toda a região da AS, com uma pequena diferença: na situação anterior as exceções estavam localizadas na porção noroeste da AS e agora estão na sudeste. Merecem realce quase toda a região da Argentina, do Chile, do Paraguai, do Equador, da

Colômbia, da Guiana, de Suriname e da Guiana Francesa e alguma porção do norte e sudeste do Brasil.

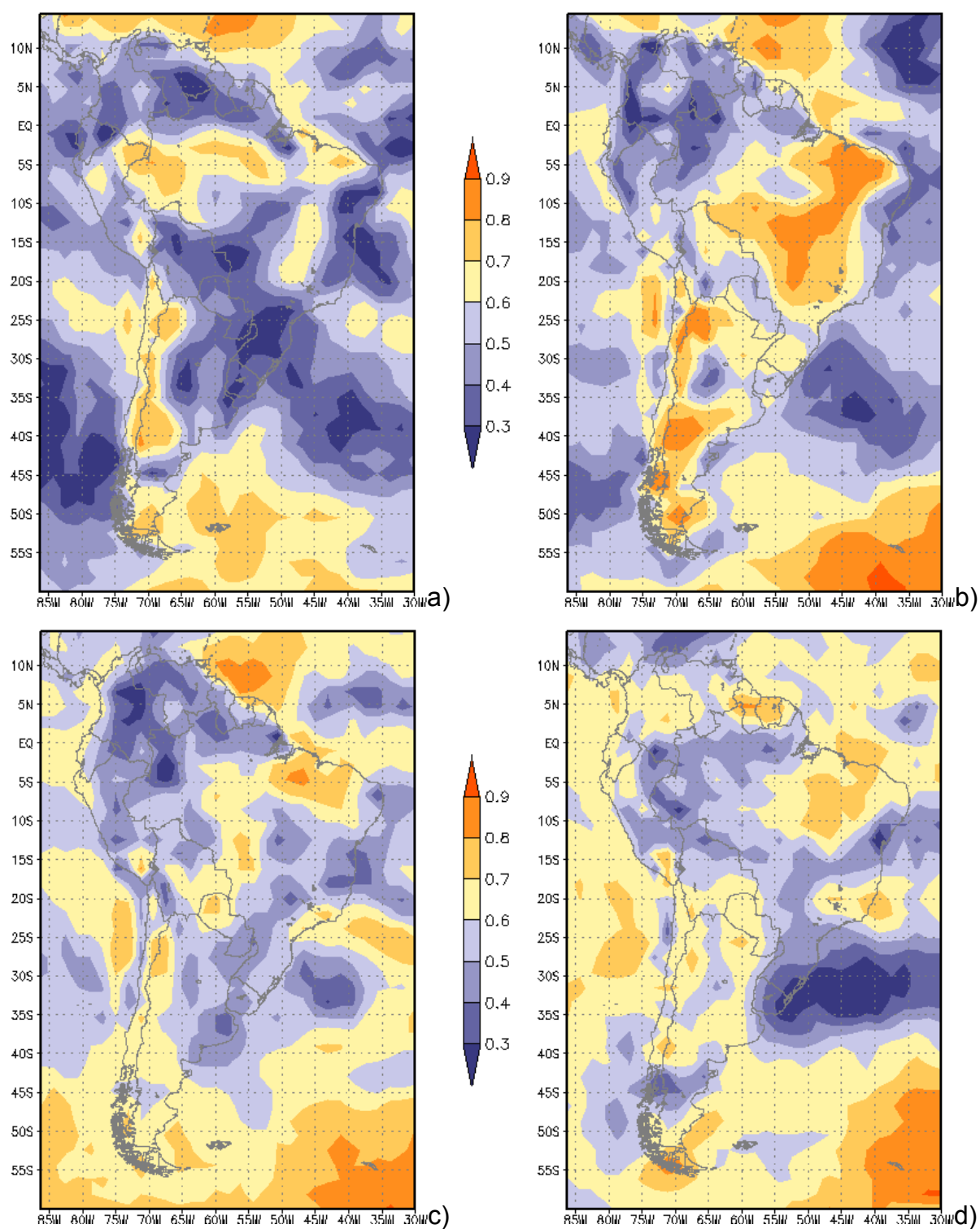


Figura 23 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os meses de setembro (a), outubro (b), novembro (c) e dezembro (d).

De maneira geral, analisando a composição “sazonal”, é possível perceber que os trimestres 1 (JFM) e 2 (AMJ) apresentaram coeficientes de correlação consideravelmente significativos na AS, indicando que o poder de previsibilidade do modelo tem melhor ajuste nesse período (Fig. 24).

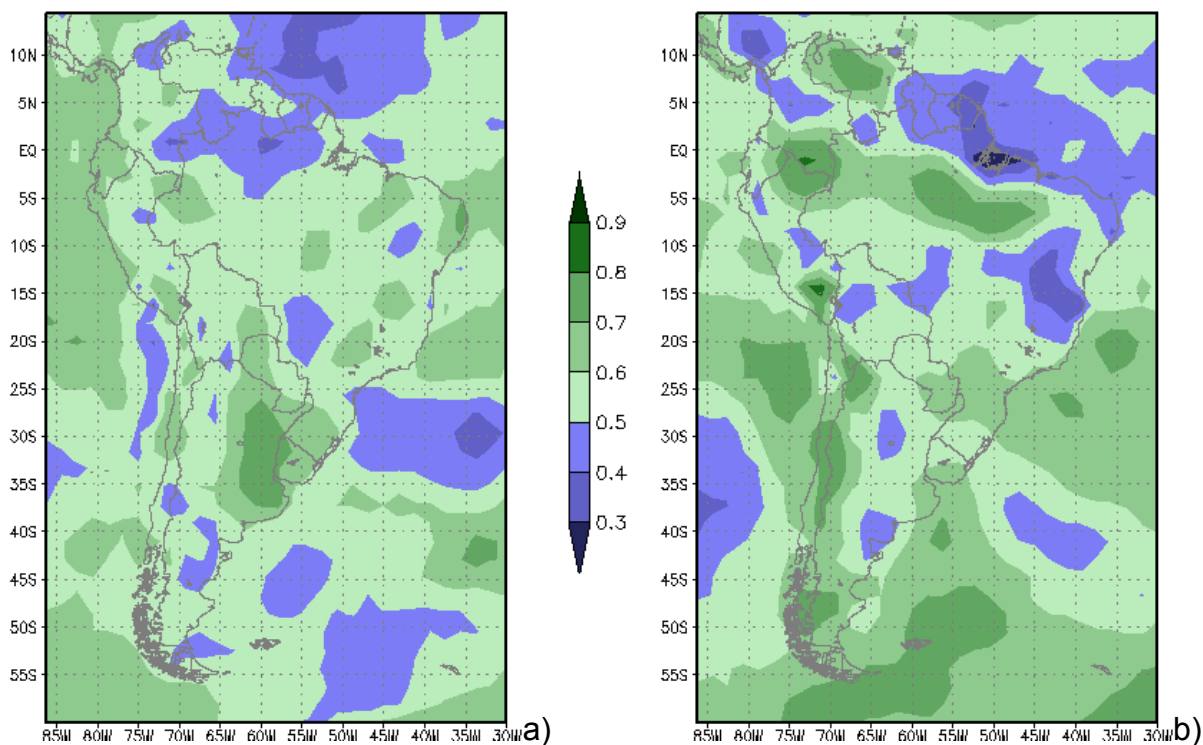


Figura 24 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os trimestres 1 (a) e 2 (b).

No trimestre 3 (JAS) o poder de previsibilidade do modelo é menor entre os demais, já que grande parte da América do Sul tem coeficiente de correlação inferior a 0,5, embora os valores ainda sejam estatisticamente significantes ao nível de 10% e 5%. Contudo, a partir do trimestre 4 (OND), a maior parte das regiões voltam a apresentar valores de correlação significativos sobre a AS (Fig. 25).

Levando em consideração a análise trimestral, extrai-se que, nos meses em que a concentração de gelo é menor, maiores são os valores dos coeficientes de correlação sobre a AS, demonstrando um poder maior de previsibilidade do modelo ajustado para esses meses. Isso resulta, possivelmente, da maior variabilidade da concentração de gelo nesse período, comparada àquela de meses com concentração de gelo superior, como é o caso, principalmente, do trimestre 3.

O poder de previsibilidade do modelo ajustado, de maneira geral, alcançou sucesso na maior parte dos meses do período estudado, admitindo a possibilidade

de sua utilização como modelo em previsão. Todavia para um melhor ajuste, sugere-se que essas variáveis sejam estudadas de forma defasada a fim de que se tenha possibilidade de utilizá-lo como modelo de previsão.

Como sugestão para a realização de trabalhos futuros, nessa temática, seria interessante ter à disposição outro período independente de dados da CGMA a fim de possibilitar o teste do modelo ajustado, inclusive empregando dados observacionais de superfície, para a validação do método empregado, visto que no presente trabalho foi apenas verificado seu poder de previsibilidade.

Além disso, poderia ser relacionado ao estudo o monitoramento de geadas tardias e a ocorrência de veranicos, exames que são extremamente importantes visando auxiliar no desenvolvimento da agricultura e da economia.

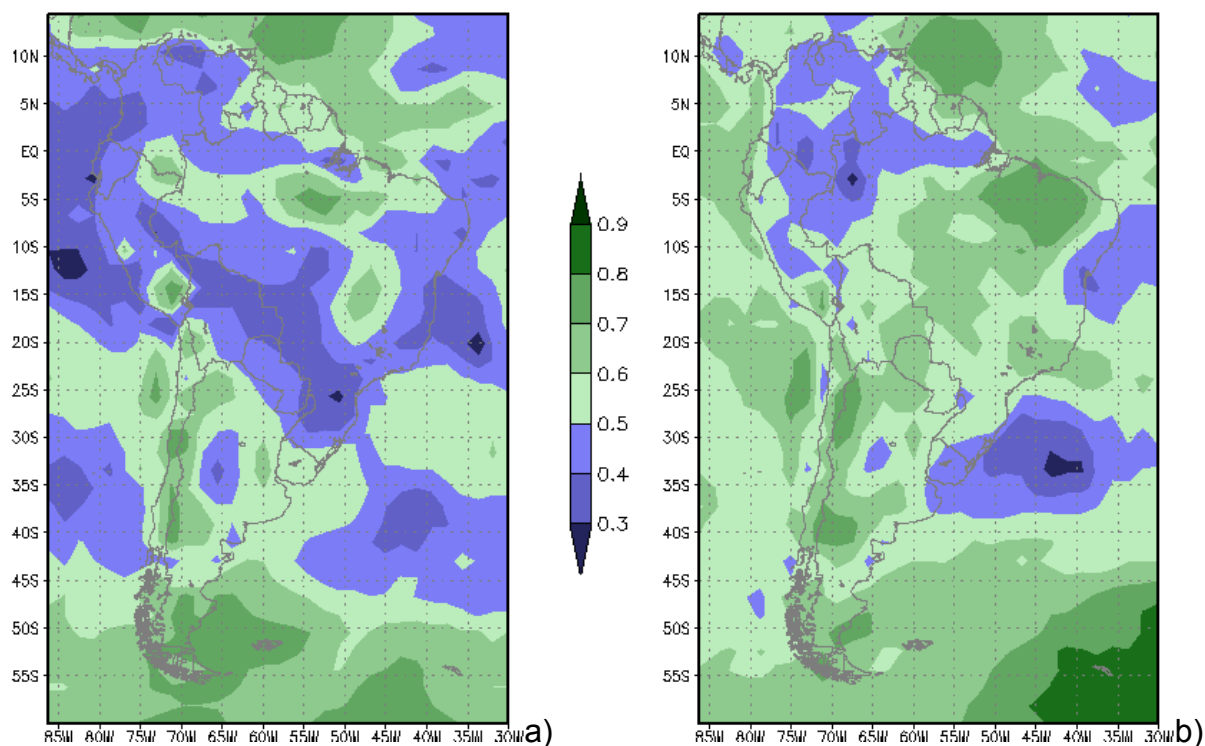


Figura 25 – Coeficiente de correlação entre os dados previstos pelo modelo e os dados observados da reanálise para os trimestres 3 (a) e 4 (b).

4.4 Conclusões

Neste capítulo, procurou-se evidenciar a variabilidade da CGMA e sua relação com a temperatura mínima mensal na AS, no período de 1982 a 2007. Assim, os resultados encontrados tornam possível concluir nos termos abaixo.

A extração de informações inválidas da série temporal mostrou haver um maior predomínio de dados válidos no inverno e uma redução no verão, concordante com a cobertura média do GM Antártico.

As áreas mais importantes na explicação da variabilidade da CGMA são encontradas nos setores do Mar de Weddell, do Mar de Ross e de Amunden e Bellingshausen. Além disso, os meses de janeiro, fevereiro e março foram os que apresentaram maior variabilidade na CGMA, embora tenham apresentado menor cobertura de GM Antártico (menores informações sobre cobertura de GM).

O pior ajuste do modelo, na relação entre CGMA e temperatura mínima mensal, ocorreu no período frio, onde existe grande variabilidade da temperatura mínima, no entanto pequena variabilidade na concentração de gelo. Enquanto que o melhor ajuste ocorreu no período quente, onde, apesar da temperatura mínima não apresentar tanta variabilidade, a concentração de gelo apresentou grande variabilidade. Assim, percebeu-se que o ajuste do modelo é uma função determinada pela variabilidade entre os elementos, a qual se dá, aparentemente, em virtude do próprio ciclo de radiação.

Frente aos resultados encontrados, recomenda-se a possibilidade de fazer uso da concentração de gelo, principalmente, nos trimestres 1 (JFM) e 2 (AMJ), para aplicações em monitoramento de tempo, porquanto mostrou ser uma componente oceânica relevante a ser considerada.

REFERÊNCIAS

- AQUINO, F. E.; SETZER, A.; SIMÕES, J. C. Conexões climáticas entre o Rio Grande do Sul e o mar de Weddell. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 14., 2006, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: SBMet, 2006.
- AQUINO, F. E.; SETZER, A.; VIANA, D. R.; ROMÃO, M. O quadro climático no Rio Grande do Sul em 2004 e 2005 e sua possível relação com a Antártica. In: A PESQUISA SUL-RIOGRANDENSE NA ANTÁRTICA, 2006, Porto Alegre. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/antartica>>. Acesso em: 29 ago. 2007.
- BAPTISTA DA SILVA, J.; KASTER, R. F. Variação diurna da temperatura em Pelotas (RS). **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 1, p. 295-326, 1989.
- BOIASKI, N. T. **Extremos intra-sazonais de temperatura na Península Antártica e mecanismos atmosféricos associados**. 2007. 119 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia)-Instituto de Astronomia, Geofísica e Ciências Atmosféricas, Departamento de Ciências Atmosféricas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- CARLETON, A. M. Synoptic interactions between Antarctica and lower latitudes. **Australian Meteorological Magazine**, Melbourne, v. 40, p. 129-147, 1992.
- CARVALHO, L. M. V.; JONES, C.; AMBRIZZI, T. Opposite phases of the Antarctic Oscillation and relationships with intraseasonal to interannual activity in the tropics during the austral summer. **Journal of Climate**, Boston, v. 18, p. 702-718, 2005.
- CAVALIERI, D. J.; PARKINSON, C. L. Antarctic sea ice variability and trends, 1979-2006. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 113, n. C07003, doi: 10.1029/2007JC004564, p. 1-19, 2008.
- DEACON, G. **The Antarctic circumpolar ocean: studies in polar research**. New York: Cambridge University Press, 1985. 180 p.
- FERRON, F. A. **Variações nas razões de isótopos estáveis na neve e no gelo na Ilha Rei George, Antártica**. 1999. 125 f. Dissertação (Mestrado em Geociências)-Instituto de Geociências, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1999.
- FELDSTEIN, S. B. Teleconnections and ENSO: the timescale, power spectra, and climate noise properties. **Journal of Climate**, Boston, v. 13, p. 4430-4440, 2000.
- FIRPO, M. F. F. **Climatologia das ondas de frio e de calor para o Rio Grande do Sul e sua relação com El Niño e La Niña**. 2008. 119 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia)-Faculdade de Meteorologia, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2008.

FOGT, R.; BROMWICH, D. H. Decadal variability of the ENSO teleconnection to the high latitude South Pacific governed by coupling with the Southern Annular Mode. **Journal of Climate**, Boston, v. 19, p. 979-999, 2006.

GONÇALVES, A. M. Estudo da variabilidade climática no estado do Rio Grande do Sul, através das repetições de anomalias de temperaturas mínimas diárias. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 11., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SBMet, 2000.

GONÇALVES, A. M. **Estudo climatológico da variabilidade das temperaturas máxima e mínima diárias no estado do Rio Grande do Sul**. 2001. 81f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia)-Faculdade de Meteorologia, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2001.

HAIR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. Porto alegre: Bookman, 2005. 593 p.

HAYMUSSI, H. Estudo das interações climáticas entre a região Antártica e o sul do Brasil. In: SEMINÁRIO SOBRE PESQUISAS ANTÁRTICAS, 8., 2000, São Paulo. **Resumos...** São Paulo: CPA-IG-USP, 2000. p. 23. Disponível em: http://www.cptec.inpe.br/prod_antartica/publicacoes/200011_haymussi_spaviii_interacoes.pdf. Acesso em: 31 jan. 2009.

JUSTINO, F.; PELTIER, R. Influence of present day and glacial surface conditions on the Antarctic Oscillation/Southern Annular Mode. **Geophysical Research Letters**, Washington DC, v. 33, L22702, doi: 10.1029/2006GL027001, 2006.

JUSTINO, F.; HASTENREITER, F.; GRIMM, A.; SCHAEFER, C. Impacto do dióxido de carbono atmosférico no gelo marinho Antártico. **Oecologia Brasiliensis**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 69-77, 2007.

JUSTINO, F.; PELTIER, R. Climate anomalies induced by the Arctic and Antartics Oscillations: Glacial Maximum and present-day perspectives. **Journal of Climate**, Boston, v. 21, n. 3, doi: 10.1175/2007JCLI1703.1, p. 459-475, fev. 2008.

KALNAY, E.; KANAMITSU, M.; KISTLER, R.; COLLINS, W.; DEAVEN, D.; GANDIN, L.; IREDELL, M.; SAHA, S.; WHITE, G.; WOOLLEN, J.; ZHU, Y.; CHELLIAH, M.; EBISUZAKI, W.; HIGGINS, W.; JANOWIAK, J.; MO, K. C.; ROPELEWSKI, C.; WANG, J.; LEETMAA, A.; REYNOLDS, R.; JENNE, R.; JOSEPH, D. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. **Bulletin of the American Meteorological Society**, Boston, v. 77, n. 3, p. 437-471, mar. 1996.

KANAMITSU, M.; EBISUZAKI, W.; WOOLLEN, J.; YANG, S.-K.; HNILO, J. J.; FIORINO, M.; POTTER, G. L. NCEP-DEO AMIP-II Reanalysis (R-2). **Bulletin of the American Meteorological Society**, Boston, v. 83, n. 11, p. 1631-1643, nov. 2002.

L'HEUREUX, M. L.; THOMPSON, D. J. W. Observed relationships between the El Niño Southern Oscillation and the Extratropical Zonal-Mean Circulation. **Journal of Climate**, Boston, v. 19, p. 276– 287, 2006.

LEFEBVRE, W.; GOOSSE, H; TIMMERMANN, R.; FICHEFET, T. Influence of the Southern Annular Mode on the sea ice-ocean system. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 109, C09005, 2004.

LIMA, F. U. F. **Variabilidade extrema intra-sazonal do gelo marinho Antártico e relações com a circulação atmosférica**. 2007. 163 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia)-Instituto de Astronomia, Geofísica e Ciências Atmosféricas, Departamento de Ciências Atmosféricas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

LIU, J.; YUAN, X.; RIND, D.; MARTINSON, D. G. Mechanism study of the ENSO and southern high latitude climate teleconnections. **Geophysical Research Letters**, Washington DC, v. 29, n. 24, p. 1-4, 2002.

LIU, J.; CURRY, J. A.; MARTINSON, D. G. Interpretation of recent Antarctic sea ice variability. **Geophysical Research Letters**, Washington DC, v. 31, L02205, 2004.

MARENGO, J. A.; CORNEJO, A. G.; OYAMBURO, N. C.; CAVALCANTI, I. F. A. Estudo de caso da primeira massa de ar frio em 1996 no sul do Brasil: observações e resultados do modelo de circulação geral da atmosfera do CPTEC/COLA. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 09-24, 1997.

MARSHALL, G. J.; KING, J. C. Southern hemisphere circulation anomalies associated with extreme Antarctic Peninsula winter temperatures. **Geophysical Research Letters**, Washington DC, v. 25, p. 2437-2440, 1998.

MARSON, J. M. **Gelo marinho Antártico: variabilidade e tendências, 1978-2006**. 2008. 52 f. Monografia (Curso de Oceanologia)-Instituto de Oceanografia, Laboratório de Estudos dos Oceanos e Clima, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2008.

MATA, M. M.; GARCIA, C. A. E.; KERR, R.; FRANCO, B. C.; WAINER, I.; PIOLA, A. R. Padrões da variabilidade oceanográfica no mar de Weddell. In: A PESQUISA SUL-RIOGRANDENSE NA ANTÁRTICA, 2006, Porto Alegre. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/antartica>>. Acesso em: 29 ago. 2007.

MEZZOMO, D.; DINIZ, G. B.; BAPTISTA DA SILVA, J. Análise espectral da temperatura mínima média em dois trimestres numa região homogênea do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Piracicaba, v. 15, n. 2, p. 121-132, 2007.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2007. 295 p.

MOTA, F. S. **Meteorologia agrícola**. 7. ed. São Paulo: Nobel, 1986. 376 p.

PARKINSON, P. L. Southern Ocean sea ice and its wider linkages: insights revealed from model and observations. **Antarctic Science**, Cambridge, v. 16, n. 4, p. 387-400, 2004.

PELTIER, W.; SOLHEIM, L. The climate of the Earth at Last Glacial Maximum: Statistical equilibrium state and a mode of internal variability. **Quaternary Science Reviews**, Amsterdam, v. 23, p. 335-357, 2004.

PEREIRA, J. **Influência do gelo marinho Antártico no setor austral e sudoeste do Atlântico Sul**. 2007. 171 f. Tese (Doutorado em Oceanografia)-Instituto Oceanográfico, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

PEZZA, A. B.; AMBRIZZI, T. Oscilações inter-anuais do gelo marinho ao redor da Antártica para 1979-2000: possíveis influências nos storms tracks e temperatura e precipitação em São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 13., 2004, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SBMet, 2004.

PEZZA, A. B.; AMBRIZZI, T. Um estudo das flutuações de temperatura para o período de inverno na América do Sul, correlacionado a Patagônia com o sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 23-34, 1999.

REYNOLDS, R. W. A real-time global sea surface temperature analysis. **Journal of Climate**, Boston, v. 1, n. 1, p. 75-86, 1988.

REYNOLDS, R. W.; MARSICO, D. C. An improved real-time global sea surface temperature analysis. **Journal of Climate**, Boston, v. 6, n. 1, p. 114-119, 1993.

REYNOLDS, R. W.; RAYNER, N. A.; SMITH, T. M.; STOKES, D. C.; WANG, W. An improved in situ and satellite SST analysis for climate. **Journal of Climate**, Boston, v. 15, n. 13, p. 1609-1625, 2002.

REYNOLDS, R. W.; SMITH, T. M. Improved global sea surface temperature analyses. **Journal of Climate**, Boston, v. 7, n. 6, p. 929-948, 1994.

RIND, D.; CHANDLER, M.; LERNER, J.; MARTINSON, D. G.; YUAN, X. The climate response to basin-specific changes in latitudinal temperature gradients and the implications for sea ice variability. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 106, n. 20, p. 161-173, 2001.

ROGERS, J. C. Patterns of low-frequency monthly sea-level pressure variability (1899 – 1986) and associated wave cyclone frequencies. **Journal of Climate**, Boston, v. 3, p. 1364-1379, 1990.

ROMÃO, M. O.; SETZER, A. Relação entre a circulação proveniente da Antártica e as temperaturas abaixo da média no sul e sudeste do Brasil, verão 2003-2004. In: SEMINÁRIO SOBRE PESQUISAS ANTÁRTICAS, 12., 2004, São Paulo. **Resumos...** São Paulo: CPA-IG-USP, 2004. p. 177. Disponível em: http://www.cptec.inpe.br/prod_antartica/publicacoes/200410_romao_setzer_spaxii_verao2003_04.pdf>. Acesso em: 31 jan. 2009.

SATYAMURTY, P.; RAO, V. B.; YAMAZAKI, Y. Role of Antarctica in the climate of the southern hemisphere as revealed by modeling studies: a brief review. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v. 1, p. 39-50, 1986.

SETZER, A. **Antártica**: principais aspectos do continente gelado. São Paulo, 30 jun. 2003. Disponível em:
<http://www.antartica.cptec.inpe.br/rantar/biblia/Texto_Atlas.pdf>. Acesso em: 29 ago. 2007.

SETZER, A.; ROMÃO, M. O. Efeito da circulação troposférica Antártica no sul e sudeste do Brasil no 1.º semestre de 2004, o mais frio das últimas décadas. In: SEMINÁRIO SOBRE PESQUISAS ANTÁRTICAS, 12., 2004, São Paulo. **Resumos...** São Paulo: CPA-IG-USP, 2004. p. 193. Disponível em:
<http://www.cptec.inpe.br/prod_antartica/publicacoes/200410_setzer_romao_spaxii_efeitocirculacao.pdf>. Acesso em: 31 jan. 2009.

SMITH, R.C.; STAMMERJOHN, S. E. Variations of surface air temperature and sea ice extent in the western Antarctic Peninsula region. **Annals of Glaciology**, Cambridge UK, v. 33, n. 1, p. 493-500, jan. 2001.

STAMMERJOHN, S. E.; MARTINSON, D. G.; SMITH, R. C.; YUAN, X.; RIND, D. Trends in Antarctic annual sea ice retreat and advance and their relation to El Niño-Southern Oscillation and Southern Annular Mode variability. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 113, C03S90, 2008.

STEIG, E. J.; SCHNEIDER, D. P.; RUTHERFORD, S. D.; MANN, M. E.; COMISO, J. C.; SHINDELL, D. T. Warming of the Antarctic ice-sheet surface since the 1957 International Geophysical Year. **Nature**, London, v. 457, doi: 10.1038/nature07669, p. 459-463, 22 jan. 2009.

STORCH, H. V.; ZWIERS, F. W. **Statistical analysis in climate research**. New York: Cambridge University Press, 2000. 484 p.

THOMPSON, D. W. J.; WALLACE, J. M. Annular modes in the extratropical circulation: I. Month-to-month variability. **Journal of Climate**, Boston, v. 13, n. 5, p. 1000-1016, 2000.

TOMCZAK, M.; GODFREY, J. S. **Regional oceanography**: an introduction. 2. ed. Delhi: Daya Publishing House, 2003.

TRIOLA, M. F. **Introdução à estatística**. 9. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2005. 656 p.

VISBECK, M.; HALL, A. Comments on "Synchronous variability in the southern hemisphere atmosphere, sea ice, and ocean resulting from the annular mode"-Reply. **Journal of Climate**, Boston, v. 17, p. 2255-2258, 2004.

WALLACE, J. W.; HOBBS, P. V. **Atmospheric science**: an introductory survey. 2. ed. Amsterdam: Elsevier Academic Press. 483 p.

WALSH, J. E. The role of sea ice in climate variability: theories and evidence. **Atmosphere-Ocean**, Ottawa, n. 21, p. 229-242, 1983.

WHITE, W. B. Comments on “Synchronous variability in the Southern Hemisphere atmosphere, sea ice, and ocean resulting from the annular mode”. **Journal of Climate**, Boston, v. 17, p. 2249-2254, 2004.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. 2. ed. Amsterdam: Elsevier Academic Press, 2006. 627 p.

XAVIER, T.M.B.S. Caracterização de períodos secos e ou excessivamente chuvosos no Estado do Ceará através da técnica dos quantis: 1964-1998. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 63-78, 1999.

XAVIER, T.M.B.S. **Tempo de Chuva**: estudos climáticos e de previsão para o Ceará e Nordeste Setentrional. Fortaleza: ABC Editora, 2001. 478 p.

YUAN, X.; MARTINSON, D. G. Antarctic sea ice extent variability and its global connectivity. **Journal of Climate**, Boston, v. 13, n. 10, p. 1697-1717, 2000.

YUAN, X. ENSO-related impacts on Antarctic sea ice: a synthesis of phenomenon and mechanisms. **Antarctic Science**, Cambridge, v. 16, p. 415-425, 2004.

YUAN, X.; LI, C. Climate modes in southern high latitudes and their impacts on Antarctic sea ice. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 113, C06S91, 2008.

ZWALLY, H. J.; COMISO, J. C.; PARKINSON, C. L.; CAVALIERI, D. J.; GLOERSEN, P. Variability of Antarctic sea ice 1979–1998. **Journal of Geophysical Research**, Washington DC, v. 107, n. C5, doi: 10.1029/2000JC000733, p. 42-43, 2002.

Apêndices

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	64,52	16,13	64,52	6,45	58,06	12,90	54,84	16,13	67,74	12,90	58,06	12,90
1983	9,68	51,61	32,26	22,58	16,13	54,84	9,68	48,39	12,90	38,71	3,23	32,26
1984	9,68	61,29	12,90	61,29	9,68	51,61	9,68	70,97	19,35	64,52	9,68	48,39
1985	29,03	16,13	41,94	6,45	38,71	22,58	38,71	19,35	35,48	16,13	45,16	19,35
1986	22,58	58,06	29,03	45,16	32,26	35,48	29,03	48,39	29,03	29,03	22,58	51,61
1987	25,81	32,26	19,35	35,48	19,35	48,39	48,39	19,35	32,26	29,03	32,26	25,81
1988	29,03	25,81	25,81	54,84	25,81	58,06	16,13	45,16	29,03	32,26	29,03	45,16
1989	19,35	32,26	29,03	25,81	29,03	9,68	32,26	9,68	29,03	19,35	22,58	32,26
1990	22,58	41,94	29,03	16,13	16,13	38,71	41,94	19,35	29,03	35,48	25,81	32,26
1991	45,16	16,13	54,84	9,68	45,16	25,81	67,74	0,00	58,06	9,68	51,61	16,13
1992	41,94	32,26	51,61	6,45	48,39	16,13	35,48	29,03	41,94	32,26	32,26	35,48
1993	12,90	51,61	19,35	29,03	16,13	32,26	29,03	25,81	22,58	48,39	22,58	48,39
1994	45,16	16,13	74,19	6,45	45,16	25,81	61,29	6,45	51,61	6,45	32,26	9,68
1995	22,58	41,94	12,90	48,39	25,81	45,16	19,35	38,71	19,35	35,48	38,71	35,48
1996	29,03	29,03	12,90	32,26	19,35	35,48	22,58	22,58	19,35	25,81	32,26	9,68
1997	32,26	25,81	9,68	58,06	25,81	48,39	25,81	38,71	32,26	38,71	38,71	19,35
1998	32,26	25,81	9,68	58,06	25,81	48,39	25,81	38,71	32,26	38,71	38,71	19,35
1999	45,16	25,81	35,48	29,03	35,48	19,35	29,03	38,71	29,03	29,03	32,26	29,03
2000	41,94	25,81	35,48	35,48	35,48	22,58	45,16	38,71	35,48	25,81	29,03	35,48
2001	25,81	51,61	19,35	61,29	9,68	25,81	16,13	48,39	16,13	38,71	19,35	58,06
2002	35,48	32,26	35,48	22,58	41,94	12,90	16,13	41,94	29,03	29,03	19,35	22,58
2003	25,81	9,68	32,26	29,03	35,48	25,81	25,81	32,26	25,81	22,58	38,71	22,58
2004	29,03	19,35	38,71	9,68	41,94	12,90	16,13	29,03	22,58	25,81	29,03	35,48
2005	35,48	38,71	35,48	35,48	29,03	45,16	32,26	48,39	29,03	38,71	29,03	38,71
Média	30,51	32,39	31,72	31,05	30,24	32,26	31,18	32,26	31,18	30,11	30,51	30,65

Apêndice 1 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	35,71	25,00	32,14	32,14	21,43	28,57	25,00	35,71	25,00	32,14	39,29	21,43
1983	28,57	28,57	28,57	35,71	21,43	42,86	32,14	28,57	32,14	32,14	35,71	42,86
1984	10,71	78,57	10,71	67,86	7,14	67,86	10,71	71,43	14,29	71,43	14,29	64,29
1985	21,43	32,14	25,00	42,86	7,14	39,29	28,57	39,29	21,43	42,86	25,00	17,86
1986	25,00	28,57	10,71	53,57	25,00	28,57	21,43	32,14	32,14	21,43	32,14	25,00
1987	21,43	39,29	28,57	39,29	42,86	21,43	21,43	14,29	25,00	39,29	21,43	50,00
1988	46,43	14,29	57,14	21,43	53,57	21,43	46,43	28,57	57,14	10,71	42,86	28,57
1989	17,86	32,14	32,14	28,57	32,14	21,43	50,00	28,57	32,14	10,71	32,14	21,43
1990	21,43	42,86	25,00	25,00	32,14	32,14	28,57	25,00	21,43	50,00	25,00	42,86
1991	46,43	21,43	60,71	0,00	75,00	7,14	60,71	7,14	46,43	7,14	46,43	21,43
1992	17,86	67,86	14,29	21,43	17,86	32,14	10,71	67,86	10,71	67,86	21,43	64,29
1993	39,29	21,43	42,86	3,57	75,00	3,57	64,29	7,14	46,43	17,86	46,43	17,86
1994	28,57	25,00	7,14	7,14	14,29	39,29	28,57	7,14	21,43	21,43	25,00	35,71
1995	32,14	21,43	46,43	14,29	35,71	21,43	35,71	21,43	35,71	17,86	42,86	17,86
1996	39,29	28,57	35,71	28,57	17,86	21,43	25,00	35,71	25,00	35,71	35,71	17,86
1997	25,00	28,57	7,14	39,29	10,71	42,86	17,86	32,14	17,86	35,71	14,29	35,71
1998	25,00	25,00	32,14	50,00	25,00	39,29	14,29	39,29	21,43	28,57	35,71	21,43
1999	46,43	7,14	39,29	10,71	28,57	17,86	35,71	10,71	35,71	14,29	35,71	10,71
2000	39,29	14,29	35,71	28,57	42,86	14,29	42,86	7,14	39,29	10,71	21,43	21,43
2001	17,86	57,14	3,57	82,14	0,00	67,86	0,00	67,86	0,00	60,71	28,57	53,57
2002	42,86	10,71	64,29	3,57	50,00	17,86	50,00	14,29	50,00	14,29	32,14	7,14
2003	21,43	53,57	14,29	67,86	17,86	53,57	28,57	60,71	25,00	67,86	17,86	53,57
2004	60,71	7,14	67,86	17,86	67,86	21,43	57,14	21,43	67,86	21,43	50,00	14,29
2005	39,29	17,86	50,00	10,71	32,14	28,57	21,43	28,57	39,29	17,86	32,14	21,43
Média	31,25	30,36	32,14	30,51	31,40	30,51	31,55	30,51	30,95	31,25	31,40	30,36

Apêndice 2 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	19,35	25,81	32,26	19,35	32,26	22,58	35,48	25,81	19,35	22,58	22,58	29,03
1983	45,16	3,23	48,39	12,90	58,06	25,81	45,16	12,90	48,39	6,45	58,06	6,45
1984	32,26	35,48	29,03	32,26	19,35	38,71	29,03	45,16	25,81	32,26	25,81	19,35
1985	25,81	22,58	12,90	41,94	29,03	25,81	38,71	29,03	32,26	25,81	32,26	19,35
1986	48,39	9,68	32,26	25,81	45,16	12,90	48,39	22,58	41,94	12,90	64,52	9,68
1987	25,81	51,61	29,03	45,16	35,48	19,35	35,48	35,48	29,03	29,03	29,03	48,39
1988	6,45	54,84	19,35	48,39	25,81	51,61	9,68	70,97	22,58	45,16	9,68	51,61
1989	25,81	22,58	29,03	22,58	38,71	19,35	45,16	29,03	35,48	22,58	25,81	29,03
1990	25,81	29,03	16,13	48,39	25,81	54,84	29,03	35,48	19,35	41,94	41,94	22,58
1991	19,35	35,48	38,71	19,35	25,81	54,84	35,48	29,03	32,26	35,48	41,94	25,81
1992	25,81	48,39	32,26	12,90	19,35	35,48	25,81	29,03	19,35	41,94	12,90	45,16
1993	19,35	41,94	32,26	9,68	12,90	12,90	32,26	16,13	25,81	35,48	22,58	29,03
1994	29,03	25,81	58,06	6,45	58,06	16,13	64,52	19,35	32,26	25,81	29,03	29,03
1995	51,61	12,90	38,71	16,13	35,48	38,71	48,39	19,35	48,39	16,13	35,48	3,23
1996	19,35	12,90	29,03	22,58	16,13	22,58	25,81	32,26	19,35	32,26	22,58	29,03
1997	48,39	16,13	45,16	6,45	70,97	9,68	54,84	16,13	58,06	16,13	32,26	19,35
1998	45,16	22,58	41,94	38,71	32,26	29,03	54,84	19,35	41,94	19,35	29,03	32,26
1999	19,35	67,74	3,23	48,39	9,68	58,06	16,13	64,52	16,13	67,74	22,58	54,84
2000	51,61	16,13	45,16	22,58	48,39	19,35	61,29	22,58	45,16	29,03	38,71	16,13
2001	12,90	70,97	6,45	64,52	12,90	67,74	12,90	83,87	16,13	80,65	6,45	64,52
2002	9,68	70,97	3,23	83,87	0,00	90,32	3,23	74,19	3,23	80,65	6,45	64,52
2003	38,71	38,71	35,48	48,39	25,81	35,48	29,03	51,61	22,58	51,61	35,48	32,26
2004	45,16	9,68	45,16	6,45	58,06	25,81	51,61	25,81	41,94	9,68	35,48	16,13
2005	41,94	19,35	22,58	29,03	29,03	19,35	29,03	38,71	25,81	12,90	45,16	32,26
Média	30,51	31,85	30,24	30,51	31,85	33,60	35,89	35,35	30,11	33,06	30,24	30,38

Apêndice 3 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de março, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	16,67	26,67	46,67	6,67	43,33	6,67	23,33	10,00	20,00	10,00	13,33	33,33
1983	36,67	26,67	23,33	23,33	30,00	23,33	20,00	20,00	40,00	20,00	40,00	13,33
1984	40,00	23,33	33,33	20,00	33,33	26,67	36,67	30,00	40,00	16,67	36,67	30,00
1985	33,33	30,00	26,67	23,33	26,67	40,00	30,00	26,67	30,00	30,00	36,67	33,33
1986	20,00	56,67	26,67	40,00	23,33	40,00	23,33	56,67	20,00	53,33	23,33	53,33
1987	26,67	30,00	10,00	50,00	16,67	33,33	23,33	33,33	10,00	33,33	23,33	33,33
1988	56,67	3,33	50,00	16,67	50,00	33,33	66,67	3,33	56,67	13,33	63,33	3,33
1989	23,33	26,67	30,00	26,67	43,33	30,00	36,67	13,33	30,00	16,67	20,00	26,67
1990	13,33	56,67	13,33	53,33	10,00	40,00	20,00	46,67	20,00	60,00	33,33	40,00
1991	20,00	33,33	20,00	23,33	33,33	30,00	30,00	33,33	30,00	26,67	33,33	36,67
1992	20,00	33,33	40,00	6,67	23,33	20,00	16,67	16,67	13,33	23,33	13,33	36,67
1993	23,33	43,33	30,00	46,67	13,33	30,00	26,67	43,33	23,33	43,33	23,33	50,00
1994	46,67	30,00	56,67	13,33	40,00	16,67	63,33	6,67	43,33	16,67	36,67	23,33
1995	46,67	23,33	53,33	20,00	60,00	6,67	56,67	16,67	50,00	13,33	33,33	23,33
1996	23,33	40,00	26,67	53,33	30,00	43,33	26,67	46,67	33,33	46,67	16,67	43,33
1997	33,33	26,67	46,67	23,33	66,67	16,67	40,00	23,33	40,00	23,33	40,00	30,00
1998	23,33	30,00	36,67	33,33	40,00	30,00	26,67	30,00	23,33	30,00	20,00	43,33
1999	50,00	13,33	23,33	23,33	30,00	26,67	40,00	13,33	36,67	16,67	46,67	13,33
2000	26,67	36,67	36,67	20,00	26,67	13,33	26,67	23,33	26,67	30,00	16,67	23,33
2001	13,33	20,00	3,33	50,00	0,00	46,67	6,67	43,33	10,00	43,33	20,00	16,67
2002	26,67	43,33	10,00	40,00	3,33	63,33	23,33	46,67	23,33	53,33	30,00	26,67
2003	40,00	10,00	33,33	30,00	46,67	20,00	40,00	16,67	43,33	23,33	40,00	6,67
2004	23,33	56,67	16,67	50,00	16,67	66,67	23,33	70,00	23,33	63,33	26,67	56,67
2005	43,33	20,00	40,00	46,67	36,67	36,67	43,33	36,67	43,33	33,33	50,00	26,67
Média	30,28	30,83	30,56	30,83	30,97	30,83	32,08	29,44	30,42	30,83	30,69	30,14

Apêndice 4 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de abril, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	35,48	35,48	32,26	29,03	35,48	29,03	25,81	25,81	25,81	32,26	32,26	29,03
1983	19,35	25,81	22,58	58,06	9,68	70,97	12,90	51,61	12,90	45,16	22,58	22,58
1984	29,03	48,39	22,58	58,06	19,35	51,61	29,03	54,84	32,26	58,06	35,48	41,94
1985	25,81	29,03	35,48	29,03	45,16	19,35	54,84	16,13	32,26	22,58	41,94	22,58
1986	38,71	38,71	25,81	45,16	25,81	41,94	29,03	32,26	32,26	22,58	29,03	25,81
1987	51,61	12,90	51,61	19,35	45,16	25,81	58,06	22,58	54,84	19,35	48,39	22,58
1988	58,06	3,23	35,48	16,13	35,48	22,58	48,39	3,23	61,29	3,23	61,29	6,45
1989	35,48	22,58	29,03	25,81	41,94	22,58	35,48	12,90	35,48	19,35	35,48	19,35
1990	32,26	16,13	48,39	19,35	48,39	19,35	51,61	6,45	35,48	12,90	41,94	6,45
1991	12,90	51,61	19,35	54,84	9,68	32,26	12,90	54,84	19,35	54,84	25,81	54,84
1992	38,71	32,26	32,26	25,81	16,13	38,71	35,48	35,48	32,26	41,94	38,71	35,48
1993	35,48	38,71	29,03	25,81	35,48	29,03	35,48	38,71	29,03	32,26	32,26	45,16
1994	16,13	54,84	6,45	54,84	6,45	54,84	9,68	64,52	6,45	58,06	9,68	51,61
1995	32,26	25,81	45,16	19,35	45,16	25,81	45,16	22,58	41,94	29,03	45,16	29,03
1996	48,39	29,03	22,58	9,68	19,35	6,45	22,58	19,35	32,26	16,13	45,16	25,81
1997	29,03	41,94	22,58	19,35	32,26	19,35	22,58	25,81	29,03	25,81	29,03	38,71
1998	29,03	25,81	25,81	25,81	22,58	16,13	22,58	16,13	32,26	25,81	12,90	32,26
1999	29,03	12,90	54,84	16,13	51,61	9,68	35,48	9,68	41,94	9,68	48,39	12,90
2000	29,03	25,81	45,16	19,35	48,39	19,35	41,94	29,03	32,26	16,13	9,68	22,58
2001	25,81	22,58	25,81	22,58	32,26	16,13	19,35	22,58	22,58	22,58	16,13	29,03
2002	3,23	41,94	9,68	51,61	12,90	61,29	3,23	54,84	3,23	58,06	12,90	41,94
2003	29,03	32,26	41,94	29,03	48,39	12,90	25,81	35,48	32,26	29,03	16,13	38,71
2004	38,71	19,35	35,48	9,68	22,58	35,48	35,48	29,03	35,48	22,58	32,26	41,94
2005	16,13	45,16	19,35	61,29	16,13	45,16	19,35	54,84	19,35	58,06	19,35	45,16
Média	30,78	30,51	30,78	31,05	30,24	30,24	30,51	30,78	30,51	30,65	30,91	30,91

Apêndice 5 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de maio, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	30,00	33,33	10,00	40,00	10,00	40,00	20,00	36,67	16,67	26,67	30,00	43,33
1983	60,00	13,33	43,33	16,67	60,00	16,67	50,00	13,33	50,00	16,67	53,33	16,67
1984	26,67	16,67	26,67	50,00	30,00	56,67	20,00	40,00	20,00	20,00	23,33	26,67
1985	23,33	36,67	36,67	36,67	40,00	16,67	26,67	36,67	26,67	53,33	20,00	30,00
1986	6,67	50,00	23,33	43,33	23,33	20,00	16,67	36,67	10,00	50,00	13,33	50,00
1987	36,67	20,00	36,67	16,67	46,67	16,67	53,33	10,00	46,67	13,33	36,67	10,00
1988	50,00	10,00	53,33	13,33	46,67	13,33	76,67	0,00	60,00	10,00	56,67	10,00
1989	23,33	16,67	26,67	6,67	30,00	6,67	26,67	20,00	30,00	0,00	33,33	23,33
1990	50,00	6,67	56,67	13,33	46,67	20,00	66,67	10,00	60,00	6,67	50,00	10,00
1991	36,67	30,00	26,67	33,33	30,00	36,67	20,00	40,00	33,33	40,00	26,67	30,00
1992	26,67	53,33	20,00	36,67	26,67	50,00	16,67	36,67	16,67	46,67	16,67	56,67
1993	16,67	33,33	40,00	20,00	36,67	20,00	36,67	10,00	33,33	20,00	26,67	30,00
1994	26,67	46,67	26,67	20,00	30,00	23,33	30,00	30,00	16,67	40,00	33,33	43,33
1995	43,33	20,00	33,33	26,67	43,33	33,33	36,67	20,00	36,67	23,33	53,33	16,67
1996	70,00	23,33	53,33	13,33	60,00	16,67	50,00	13,33	66,67	20,00	56,67	16,67
1997	16,67	23,33	40,00	26,67	36,67	33,33	23,33	20,00	26,67	23,33	16,67	33,33
1998	30,00	30,00	46,67	16,67	40,00	10,00	36,67	20,00	40,00	16,67	20,00	30,00
1999	36,67	20,00	33,33	13,33	40,00	20,00	30,00	26,67	30,00	13,33	30,00	30,00
2000	23,33	40,00	13,33	43,33	20,00	53,33	16,67	46,67	20,00	40,00	13,33	46,67
2001	26,67	43,33	33,33	36,67	33,33	20,00	13,33	50,00	20,00	43,33	13,33	43,33
2002	36,67	33,33	20,00	46,67	20,00	53,33	30,00	40,00	40,00	30,00	33,33	23,33
2003	10,00	43,33	0,00	50,00	0,00	50,00	3,33	53,33	3,33	50,00	26,67	16,67
2004	13,33	36,67	20,00	46,67	26,67	30,00	23,33	50,00	13,33	43,33	26,67	33,33
2005	13,33	73,33	6,67	66,67	6,67	70,00	10,00	80,00	10,00	80,00	13,33	70,00
Média	30,56	31,39	30,28	30,56	32,64	30,28	30,56	30,83	30,28	30,28	30,14	30,83

Apêndice 6 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de junho, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	25,81	45,16	29,03	41,94	19,35	45,16	29,03	41,94	22,58	51,61	32,26	38,71
1983	25,81	16,13	16,13	25,81	25,81	3,23	12,90	19,35	19,35	12,90	35,48	12,90
1984	38,71	32,26	19,35	38,71	25,81	45,16	32,26	32,26	35,48	38,71	32,26	29,03
1985	12,90	45,16	22,58	16,13	25,81	19,35	25,81	38,71	12,90	38,71	12,90	51,61
1986	22,58	32,26	12,90	22,58	32,26	22,58	16,13	19,35	19,35	22,58	19,35	35,48
1987	12,90	58,06	16,13	58,06	6,45	64,52	19,35	54,84	6,45	54,84	16,13	54,84
1988	41,94	25,81	48,39	19,35	48,39	16,13	51,61	16,13	41,94	22,58	29,03	25,81
1989	35,48	12,90	41,94	6,45	54,84	9,68	45,16	6,45	45,16	3,23	29,03	19,35
1990	32,26	16,13	51,61	12,90	41,94	19,35	45,16	19,35	45,16	25,81	41,94	29,03
1991	25,81	29,03	38,71	32,26	35,48	22,58	41,94	32,26	38,71	19,35	35,48	19,35
1992	51,61	12,90	45,16	9,68	41,94	19,35	45,16	9,68	41,94	12,90	58,06	12,90
1993	35,48	25,81	45,16	19,35	35,48	25,81	41,94	19,35	35,48	19,35	41,94	19,35
1994	41,94	41,94	25,81	45,16	22,58	41,94	22,58	41,94	29,03	41,94	25,81	9,68
1995	16,13	45,16	9,68	58,06	12,90	64,52	9,68	48,39	16,13	48,39	19,35	48,39
1996	48,39	6,45	45,16	6,45	54,84	16,13	61,29	12,90	54,84	9,68	64,52	6,45
1997	19,35	41,94	6,45	51,61	6,45	35,48	19,35	41,94	19,35	48,39	22,58	48,39
1998	9,68	45,16	16,13	32,26	22,58	38,71	6,45	45,16	9,68	48,39	12,90	61,29
1999	22,58	35,48	22,58	22,58	22,58	25,81	19,35	35,48	25,81	32,26	22,58	32,26
2000	51,61	16,13	61,29	19,35	61,29	6,45	64,52	16,13	58,06	16,13	41,94	16,13
2001	32,26	32,26	29,03	35,48	29,03	32,26	22,58	38,71	22,58	41,94	32,26	35,48
2002	25,81	32,26	29,03	38,71	29,03	41,94	29,03	38,71	35,48	29,03	22,58	29,03
2003	25,81	32,26	19,35	61,29	22,58	38,71	16,13	48,39	25,81	38,71	38,71	19,35
2004	38,71	19,35	29,03	25,81	22,58	29,03	29,03	16,13	29,03	19,35	25,81	35,48
2005	32,26	35,48	38,71	25,81	48,39	22,58	25,81	32,26	32,26	29,03	19,35	32,26
Média	30,24	30,65	29,97	30,24	31,18	29,44	30,51	30,24	30,11	30,24	30,51	30,11

Apêndice 7 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de julho, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	29,03	25,81	25,81	48,39	16,13	51,61	16,13	32,26	16,13	38,71	25,81	22,58
1983	45,16	25,81	41,94	29,03	32,26	32,26	25,81	29,03	38,71	25,81	32,26	32,26
1984	48,39	12,90	41,94	16,13	48,39	29,03	51,61	12,90	51,61	16,13	58,06	9,68
1985	22,58	22,58	16,13	54,84	16,13	48,39	12,90	41,94	19,35	38,71	22,58	29,03
1986	19,35	29,03	16,13	45,16	22,58	25,81	19,35	32,26	16,13	41,94	22,58	35,48
1987	32,26	25,81	54,84	25,81	48,39	29,03	32,26	25,81	35,48	22,58	29,03	29,03
1988	19,35	19,35	19,35	19,35	22,58	25,81	19,35	16,13	25,81	19,35	38,71	22,58
1989	22,58	38,71	48,39	12,90	45,16	19,35	48,39	16,13	32,26	22,58	9,68	45,16
1990	19,35	38,71	38,71	19,35	32,26	16,13	41,94	12,90	32,26	25,81	32,26	32,26
1991	19,35	51,61	22,58	19,35	9,68	38,71	16,13	45,16	16,13	51,61	19,35	45,16
1992	35,48	9,68	51,61	6,45	38,71	22,58	51,61	16,13	41,94	22,58	38,71	16,13
1993	45,16	32,26	48,39	19,35	35,48	9,68	54,84	19,35	51,61	19,35	58,06	12,90
1994	29,03	25,81	35,48	32,26	38,71	29,03	38,71	19,35	29,03	25,81	25,81	25,81
1995	41,94	35,48	35,48	54,84	25,81	32,26	35,48	45,16	29,03	38,71	51,61	29,03
1996	29,03	45,16	29,03	16,13	29,03	32,26	29,03	32,26	29,03	29,03	29,03	29,03
1997	16,13	45,16	19,35	41,94	29,03	29,03	16,13	41,94	19,35	38,71	12,90	48,39
1998	22,58	9,68	16,13	32,26	19,35	58,06	12,90	48,39	12,90	32,26	19,35	32,26
1999	35,48	35,48	32,26	22,58	41,94	22,58	38,71	29,03	38,71	38,71	25,81	38,71
2000	41,94	25,81	35,48	16,13	41,94	22,58	54,84	9,68	51,61	9,68	51,61	22,58
2001	16,13	54,84	6,45	54,84	9,68	48,39	6,45	64,52	6,45	58,06	9,68	54,84
2002	25,81	35,48	22,58	61,29	16,13	61,29	19,35	41,94	25,81	41,94	29,03	32,26
2003	51,61	16,13	58,06	19,35	61,29	12,90	48,39	16,13	48,39	16,13	38,71	6,45
2004	35,48	32,26	35,48	22,58	29,03	22,58	35,48	22,58	32,26	29,03	35,48	41,94
2005	35,48	35,48	16,13	48,39	32,26	32,26	12,90	51,61	22,58	48,39	22,58	29,03
Média	30,78	30,38	31,99	30,78	30,91	31,32	30,78	30,11	30,11	31,32	30,78	30,11

Apêndice 8 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	16,67	43,33	20,00	40,00	10,00	40,00	10,00	40,00	6,67	40,00	10,00	50,00
1983	50,00	20,00	53,33	16,67	40,00	13,33	50,00	20,00	50,00	16,67	50,00	23,33
1984	16,67	16,67	23,33	13,33	40,00	16,67	16,67	16,67	10,00	13,33	16,67	36,67
1985	10,00	46,67	23,33	40,00	23,33	43,33	10,00	53,33	13,33	56,67	13,33	53,33
1986	20,00	46,67	16,67	30,00	20,00	30,00	20,00	30,00	16,67	30,00	26,67	50,00
1987	56,67	16,67	46,67	16,67	46,67	20,00	50,00	10,00	56,67	13,33	53,33	10,00
1988	30,00	23,33	26,67	40,00	23,33	36,67	33,33	16,67	30,00	26,67	40,00	20,00
1989	40,00	23,33	50,00	23,33	46,67	16,67	50,00	23,33	43,33	16,67	23,33	23,33
1990	33,33	26,67	43,33	30,00	46,67	20,00	43,33	16,67	36,67	26,67	36,67	33,33
1991	16,67	36,67	30,00	23,33	10,00	53,33	16,67	33,33	16,67	30,00	16,67	40,00
1992	20,00	26,67	20,00	20,00	26,67	20,00	26,67	33,33	26,67	36,67	33,33	23,33
1993	30,00	10,00	30,00	13,33	33,33	20,00	40,00	16,67	30,00	3,33	30,00	6,67
1994	33,33	46,67	33,33	50,00	23,33	46,67	23,33	36,67	33,33	50,00	23,33	50,00
1995	33,33	36,67	33,33	26,67	26,67	26,67	40,00	30,00	33,33	36,67	36,67	33,33
1996	36,67	33,33	40,00	26,67	36,67	23,33	33,33	36,67	36,67	40,00	30,00	33,33
1997	30,00	36,67	30,00	43,33	26,67	40,00	33,33	46,67	30,00	40,00	36,67	30,00
1998	40,00	20,00	13,33	16,67	20,00	30,00	20,00	30,00	33,33	20,00	30,00	26,67
1999	16,67	33,33	30,00	36,67	23,33	30,00	23,33	36,67	26,67	33,33	23,33	30,00
2000	33,33	33,33	23,33	33,33	30,00	26,67	30,00	16,67	33,33	26,67	40,00	10,00
2001	23,33	43,33	16,67	40,00	23,33	53,33	23,33	60,00	26,67	50,00	23,33	40,00
2002	43,33	26,67	43,33	26,67	40,00	26,67	46,67	26,67	50,00	30,00	43,33	16,67
2003	50,00	26,67	30,00	36,67	40,00	26,67	40,00	26,67	40,00	23,33	50,00	13,33
2004	20,00	26,67	20,00	60,00	23,33	53,33	10,00	56,67	16,67	46,67	23,33	36,67
2005	43,33	23,33	43,33	23,33	43,33	20,00	36,67	20,00	46,67	20,00	33,33	33,33
Média	30,97	30,14	30,83	30,28	30,14	30,56	30,28	30,56	30,97	30,28	30,97	30,14

Apêndice 9 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	45,16	12,90	58,06	12,90	35,48	19,35	41,94	9,68	41,94	16,13	54,84	19,35
1983	35,48	38,71	32,26	35,48	29,03	38,71	38,71	38,71	32,26	32,26	35,48	38,71
1984	29,03	32,26	12,90	74,19	19,35	51,61	25,81	32,26	16,13	35,48	25,81	38,71
1985	19,35	29,03	22,58	61,29	51,61	22,58	25,81	32,26	35,48	35,48	19,35	29,03
1986	38,71	22,58	38,71	48,39	38,71	12,90	41,94	16,13	38,71	16,13	19,35	16,13
1987	32,26	25,81	32,26	45,16	38,71	16,13	35,48	12,90	41,94	25,81	32,26	22,58
1988	38,71	9,68	54,84	29,03	54,84	9,68	58,06	9,68	51,61	12,90	38,71	12,90
1989	48,39	9,68	64,52	16,13	51,61	12,90	58,06	3,23	41,94	6,45	29,03	22,58
1990	9,68	45,16	16,13	67,74	6,45	45,16	12,90	51,61	6,45	48,39	22,58	51,61
1991	35,48	35,48	45,16	45,16	35,48	51,61	29,03	41,94	41,94	45,16	35,48	35,48
1992	41,94	22,58	48,39	41,94	41,94	19,35	45,16	9,68	41,94	22,58	45,16	25,81
1993	16,13	48,39	25,81	64,52	19,35	45,16	32,26	32,26	16,13	48,39	25,81	38,71
1994	12,90	25,81	9,68	70,97	9,68	45,16	16,13	32,26	6,45	35,48	22,58	25,81
1995	48,39	19,35	48,39	38,71	58,06	19,35	54,84	32,26	54,84	9,68	51,61	22,58
1996	19,35	38,71	16,13	58,06	25,81	16,13	16,13	41,94	22,58	29,03	12,90	48,39
1997	22,58	32,26	19,35	67,74	16,13	45,16	22,58	41,94	25,81	41,94	16,13	45,16
1998	29,03	22,58	16,13	51,61	16,13	9,68	19,35	19,35	25,81	12,90	32,26	29,03
1999	16,13	22,58	41,94	38,71	35,48	16,13	29,03	22,58	29,03	25,81	25,81	35,48
2000	25,81	48,39	19,35	77,42	22,58	48,39	19,35	35,48	19,35	48,39	32,26	29,03
2001	9,68	45,16	16,13	77,42	29,03	32,26	9,68	61,29	9,68	51,61	9,68	61,29
2002	16,13	61,29	9,68	77,42	6,45	61,29	9,68	64,52	9,68	67,74	16,13	38,71
2003	29,03	35,48	32,26	61,29	32,26	35,48	19,35	41,94	19,35	35,48	32,26	22,58
2004	61,29	16,13	45,16	38,71	51,61	16,13	48,39	19,35	64,52	12,90	51,61	22,58
2005	45,16	19,35	22,58	61,29	22,58	51,61	29,03	25,81	29,03	32,26	48,39	9,68
Média	30,24	29,97	31,18	52,55	31,18	30,91	30,78	30,38	30,11	31,18	30,65	30,91

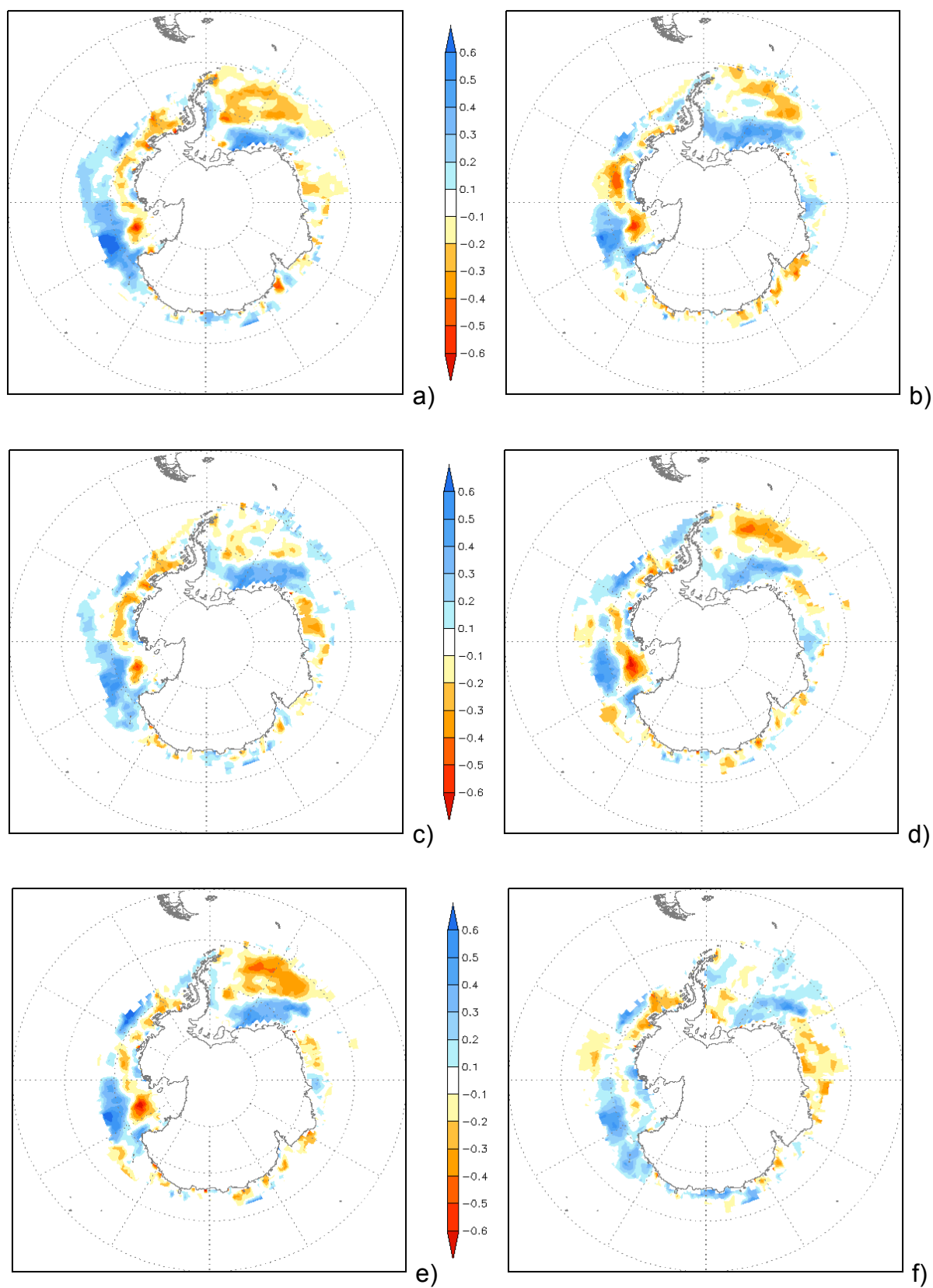
Apêndice 10 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de outubro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	30,00	23,33	33,33	13,33	20,00	26,67	50,00	26,67	43,33	23,33	60,00	16,67
1983	10,00	53,33	10,00	33,33	23,33	16,67	20,00	43,33	20,00	33,33	10,00	50,00
1984	43,33	23,33	16,67	26,67	23,33	46,67	36,67	20,00	33,33	16,67	43,33	23,33
1985	20,00	40,00	20,00	30,00	13,33	56,67	16,67	40,00	26,67	43,33	20,00	43,33
1986	26,67	36,67	26,67	60,00	23,33	23,33	23,33	40,00	13,33	46,67	30,00	26,67
1987	26,67	43,33	26,67	36,67	23,33	33,33	30,00	36,67	33,33	26,67	23,33	50,00
1988	43,33	23,33	46,67	20,00	46,67	20,00	56,67	13,33	46,67	16,67	53,33	23,33
1989	30,00	33,33	40,00	16,67	46,67	23,33	40,00	26,67	33,33	30,00	16,67	40,00
1990	20,00	40,00	16,67	60,00	6,67	63,33	16,67	46,67	16,67	56,67	26,67	36,67
1991	23,33	23,33	63,33	16,67	40,00	20,00	23,33	13,33	26,67	20,00	26,67	10,00
1992	33,33	20,00	46,67	10,00	40,00	30,00	46,67	13,33	43,33	23,33	46,67	13,33
1993	26,67	43,33	43,33	33,33	43,33	36,67	36,67	36,67	40,00	36,67	13,33	33,33
1994	33,33	30,00	40,00	36,67	40,00	13,33	36,67	26,67	30,00	26,67	30,00	16,67
1995	23,33	33,33	26,67	26,67	26,67	23,33	23,33	40,00	16,67	46,67	20,00	40,00
1996	16,67	30,00	23,33	43,33	16,67	43,33	10,00	50,00	20,00	40,00	26,67	36,67
1997	13,33	36,67	13,33	50,00	16,67	63,33	16,67	36,67	13,33	46,67	33,33	23,33
1998	36,67	16,67	30,00	16,67	26,67	30,00	43,33	20,00	40,00	20,00	30,00	23,33
1999	43,33	10,00	50,00	6,67	56,67	6,67	40,00	6,67	36,67	6,67	30,00	16,67
2000	40,00	20,00	16,67	33,33	30,00	36,67	26,67	20,00	36,67	23,33	36,67	16,67
2001	43,33	30,00	13,33	53,33	23,33	50,00	30,00	40,00	33,33	26,67	33,33	30,00
2002	30,00	40,00	26,67	43,33	33,33	50,00	23,33	46,67	33,33	46,67	26,67	40,00
2003	36,67	30,00	26,67	30,00	40,00	23,33	30,00	36,67	30,00	26,67	33,33	33,33
2004	40,00	13,33	36,67	23,33	33,33	26,67	36,67	33,33	40,00	26,67	40,00	43,33
2005	36,67	36,67	40,00	33,33	26,67	26,67	26,67	36,67	33,33	23,33	36,67	40,00
Média	30,28	30,42	30,56	31,39	30,00	32,92	30,83	31,25	30,83	30,56	31,11	30,28

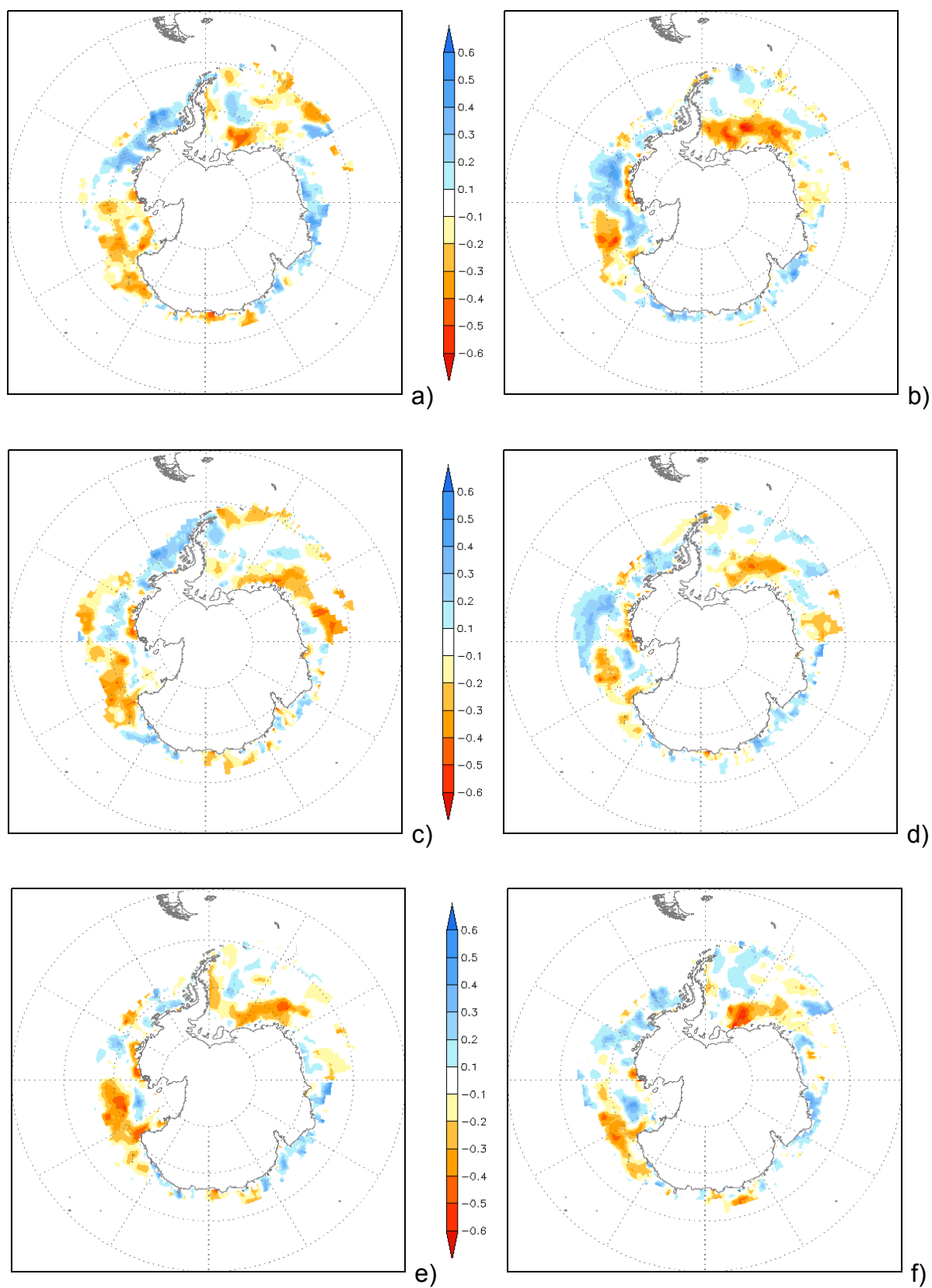
Apêndice 11 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de novembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).

	Bagé		Bom Jesus		Iraí		Porto Alegre		Santa Maria		Santa Vitória do Palmar	
Ano	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)	Q(0,30)	Q(0,70)
1982	29,03	38,71	38,71	45,16	32,26	32,26	32,26	38,71	35,48	35,48	45,16	25,81
1983	12,90	45,16	29,03	38,71	29,03	32,26	12,90	48,39	22,58	32,26	19,35	38,71
1984	70,97	6,45	54,84	12,90	58,06	6,45	70,97	12,90	64,52	6,45	74,19	9,68
1985	22,58	38,71	16,13	35,48	29,03	48,39	22,58	29,03	19,35	35,48	29,03	22,58
1986	16,13	16,13	16,13	38,71	22,58	29,03	25,81	29,03	22,58	29,03	25,81	35,48
1987	32,26	29,03	41,94	35,48	48,39	19,35	41,94	35,48	48,39	38,71	9,68	38,71
1988	16,13	45,16	22,58	25,81	35,48	32,26	29,03	19,35	22,58	32,26	16,13	32,26
1989	12,90	64,52	25,81	45,16	16,13	54,84	19,35	45,16	22,58	54,84	19,35	67,74
1990	45,16	25,81	32,26	35,48	45,16	25,81	48,39	19,35	38,71	19,35	38,71	22,58
1991	12,90	48,39	29,03	32,26	29,03	41,94	12,90	48,39	16,13	54,84	16,13	54,84
1992	35,48	25,81	45,16	9,68	25,81	38,71	45,16	16,13	38,71	29,03	38,71	25,81
1993	38,71	41,94	32,26	35,48	19,35	41,94	32,26	22,58	9,68	25,81	35,48	29,03
1994	12,90	64,52	12,90	38,71	25,81	51,61	16,13	45,16	16,13	58,06	19,35	48,39
1995	35,48	32,26	19,35	38,71	25,81	22,58	19,35	32,26	25,81	38,71	25,81	35,48
1996	12,90	45,16	16,13	61,29	22,58	45,16	12,90	45,16	9,68	48,39	12,90	38,71
1997	22,58	32,26	12,90	54,84	25,81	41,94	19,35	58,06	22,58	51,61	32,26	32,26
1998	32,26	25,81	32,26	22,58	45,16	22,58	38,71	22,58	41,94	16,13	29,03	16,13
1999	29,03	22,58	32,26	29,03	45,16	29,03	29,03	16,13	29,03	29,03	19,35	41,94
2000	29,03	25,81	38,71	41,94	35,48	32,26	35,48	41,94	32,26	29,03	48,39	25,81
2001	32,26	16,13	32,26	16,13	32,26	16,13	29,03	25,81	38,71	25,81	41,94	12,90
2002	25,81	32,26	22,58	41,94	12,90	35,48	25,81	48,39	22,58	32,26	25,81	29,03
2003	45,16	9,68	41,94	22,58	48,39	38,71	32,26	29,03	38,71	16,13	51,61	19,35
2004	48,39	12,90	51,61	16,13	41,94	29,03	38,71	22,58	48,39	16,13	12,90	16,13
2005	38,71	9,68	41,94	12,90	38,71	19,35	35,48	19,35	38,71	12,90	51,61	12,90
Média	29,57	31,45	30,78	32,80	32,93	32,80	30,24	32,12	30,24	31,99	30,78	30,51

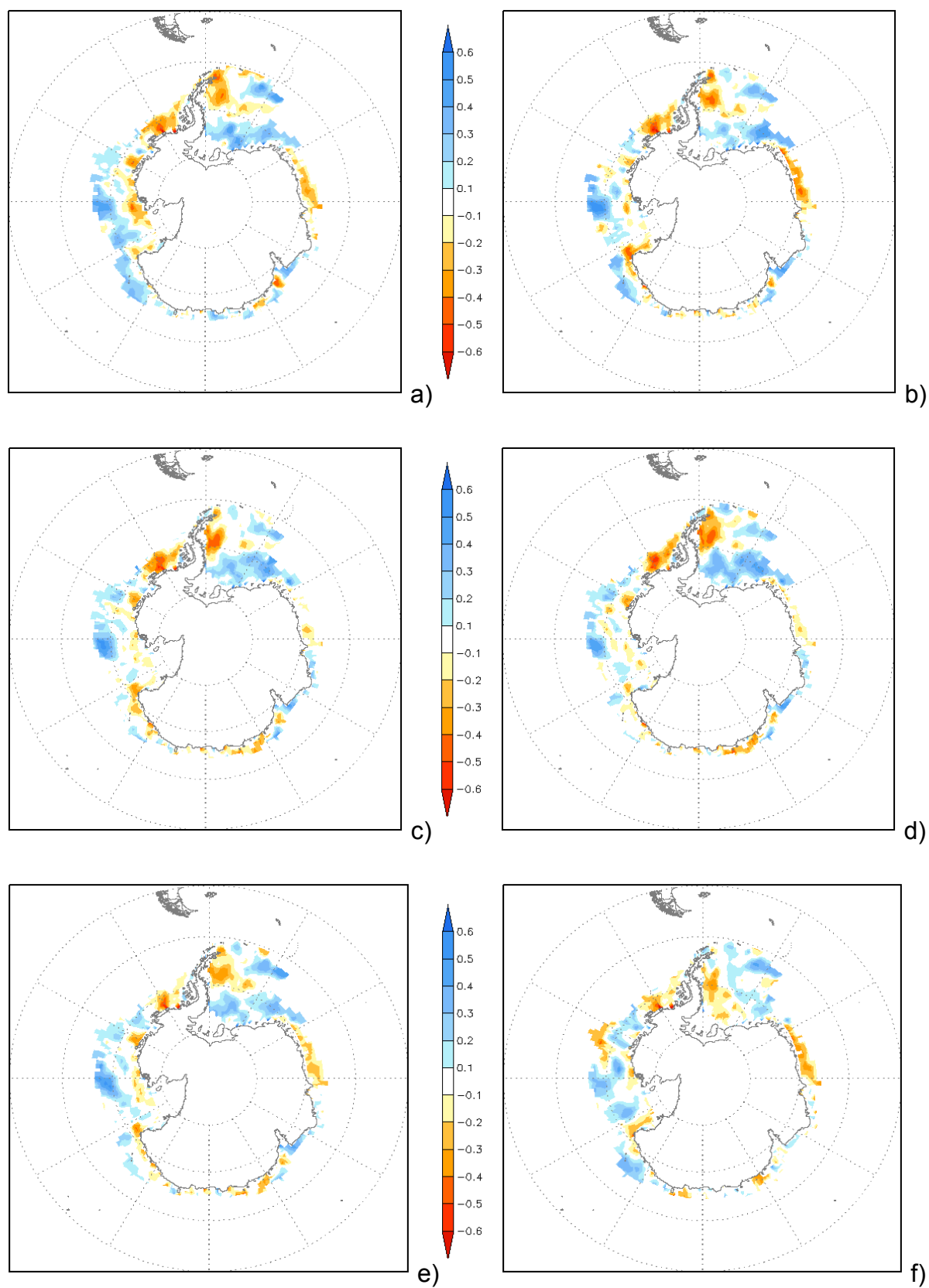
Apêndice 12 – Percentual das classes fria e quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé, Bom Jesus, Iraí, Porto Alegre, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar para o mês de dezembro, no período de 1982 a 2005, com destaque para os valores que superaram a média esperada para o quantil Q, em azul para o Q(0,30) e em marrom para o Q(0,70).



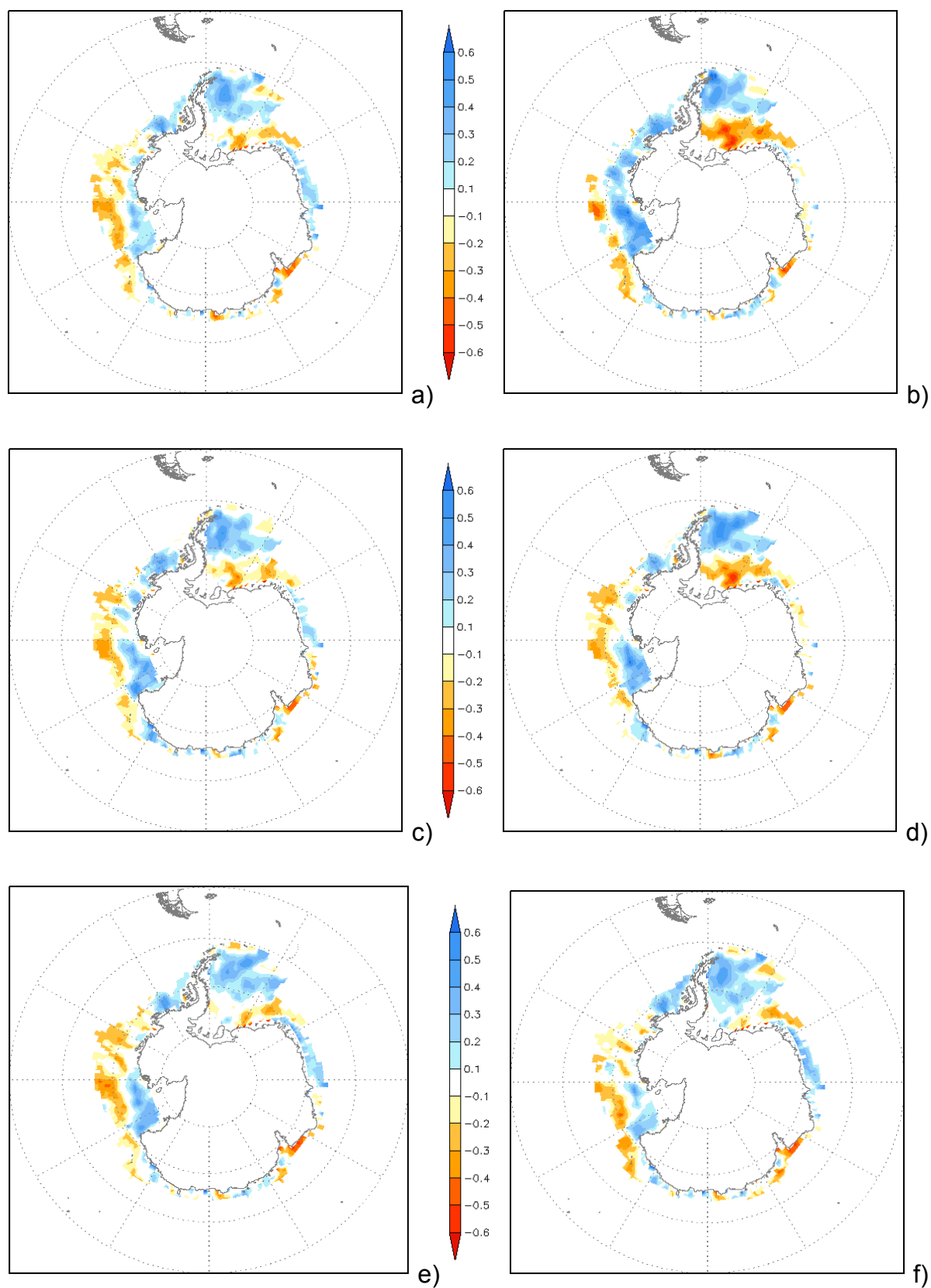
Apêndice 13 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005.



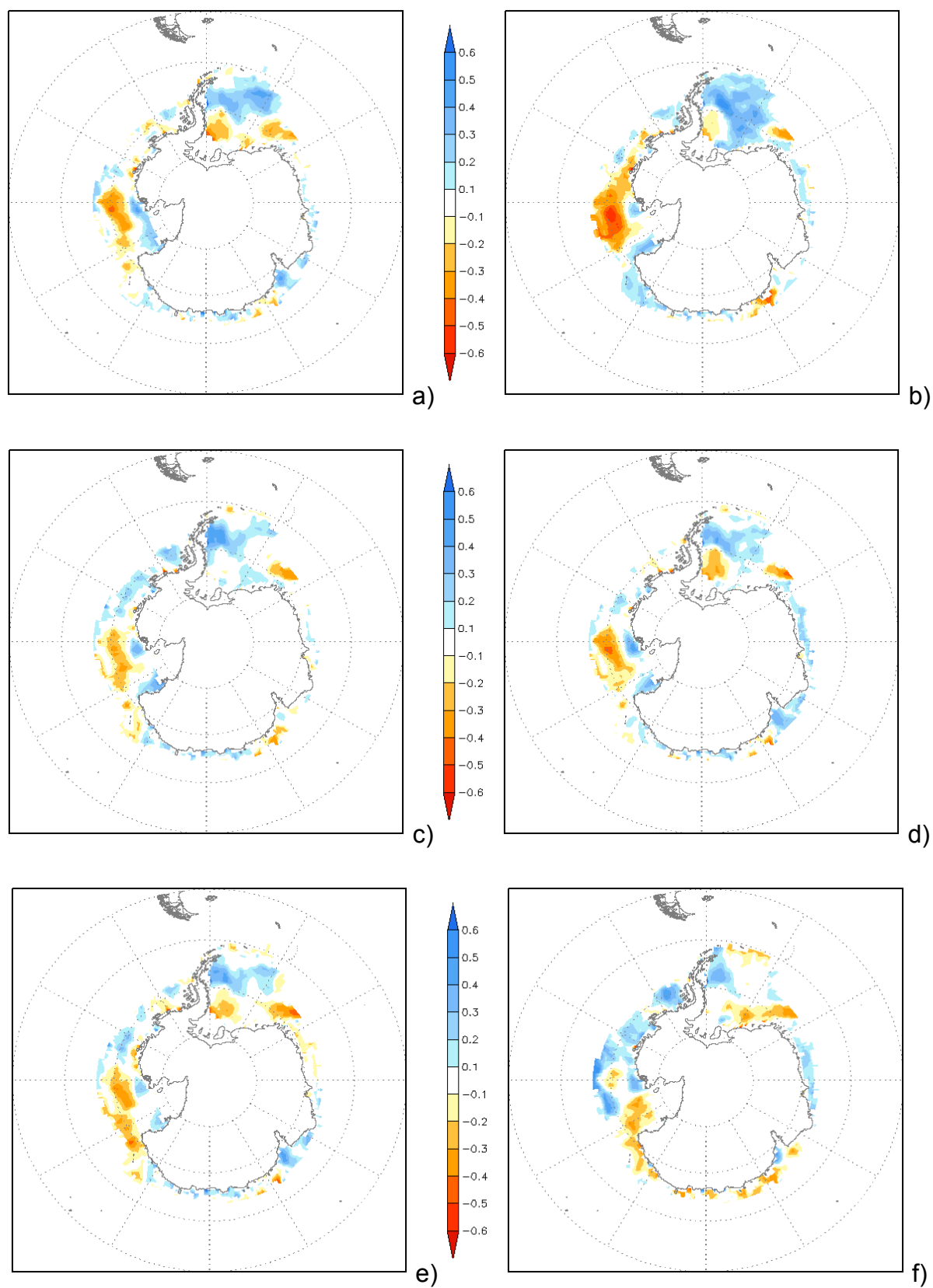
Apêndice 14 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de janeiro, no período de 1982 a 2005.



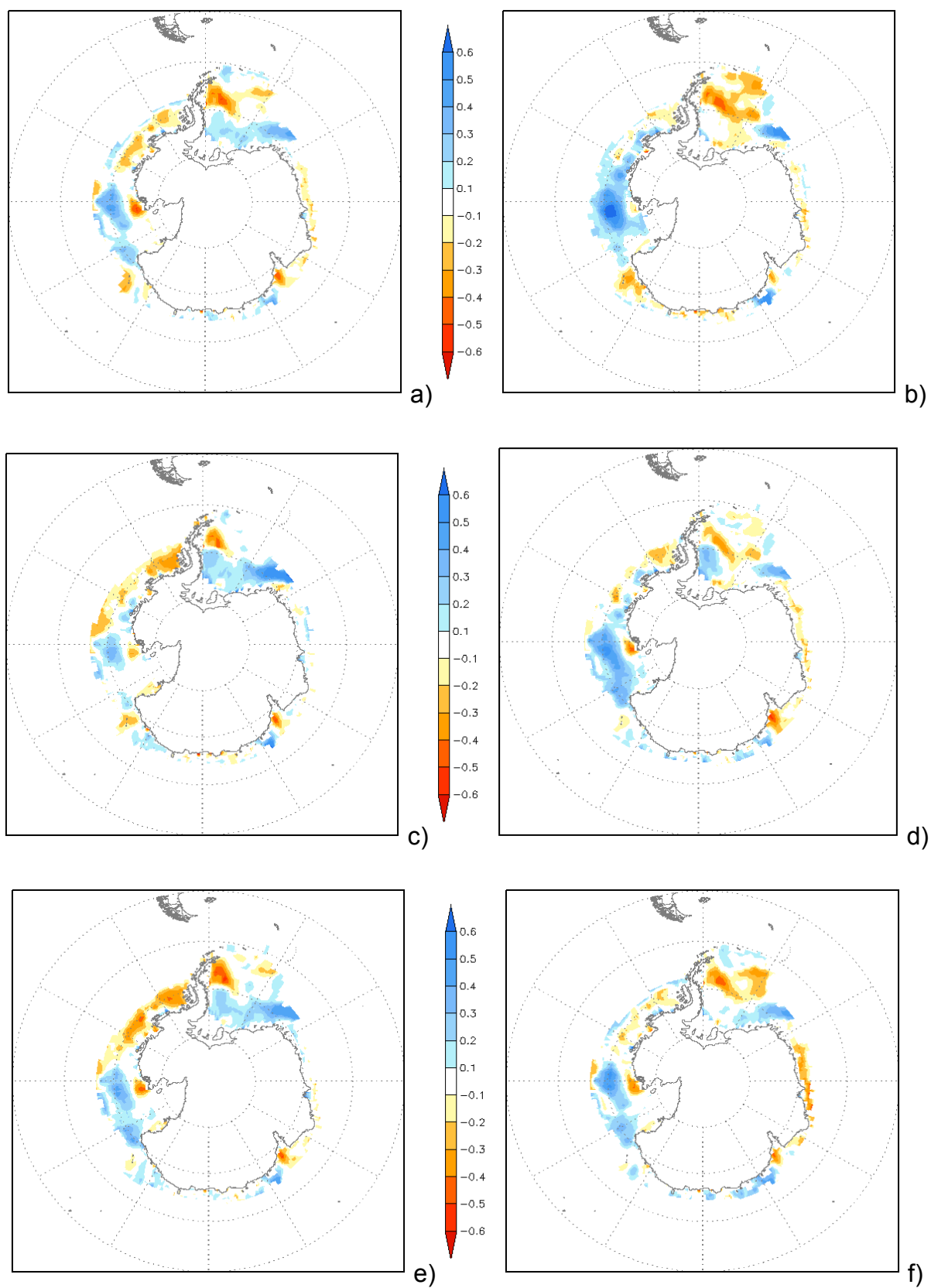
Apêndice 15 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005.



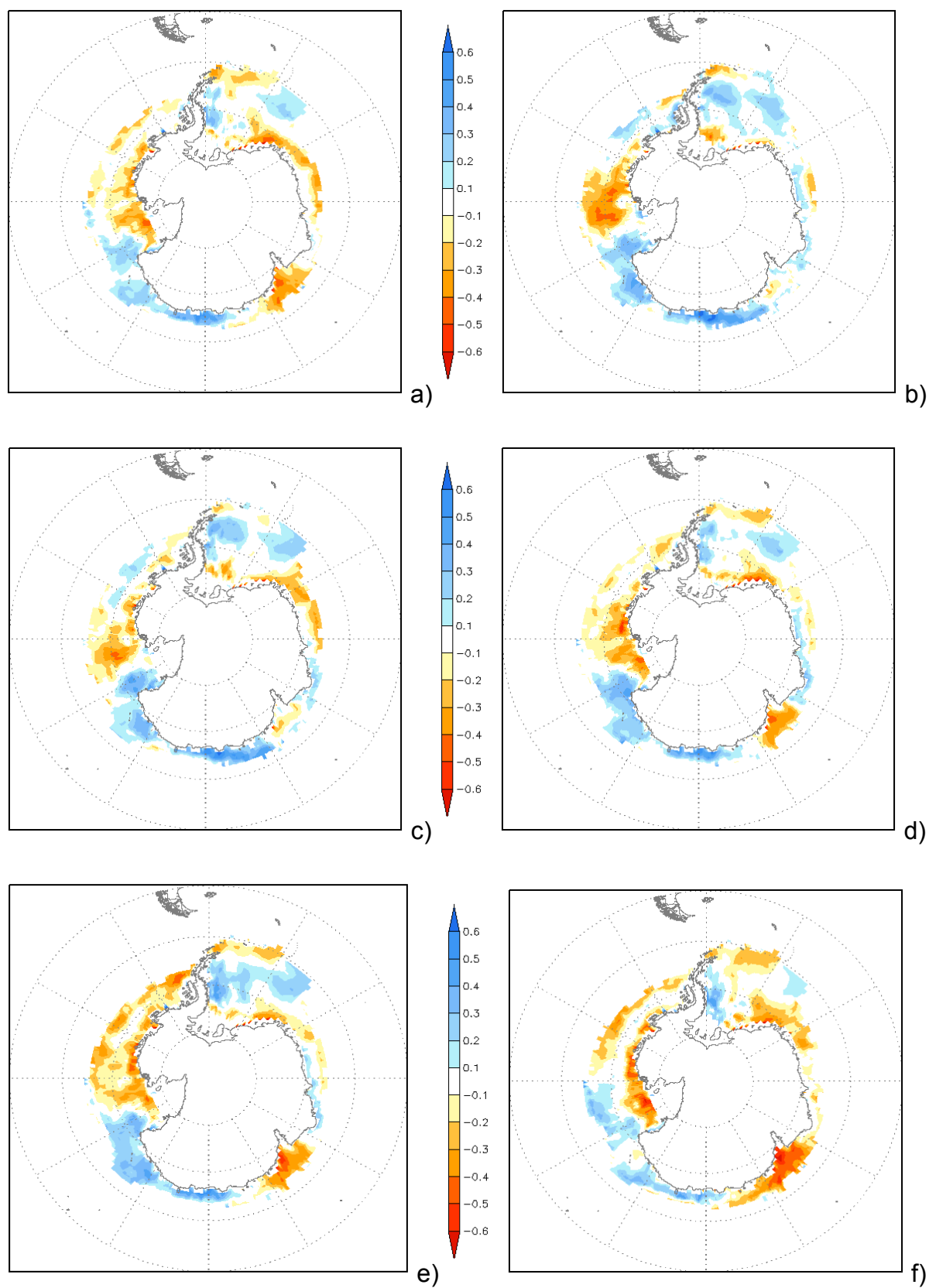
Apêndice 16 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de fevereiro, no período de 1982 a 2005.



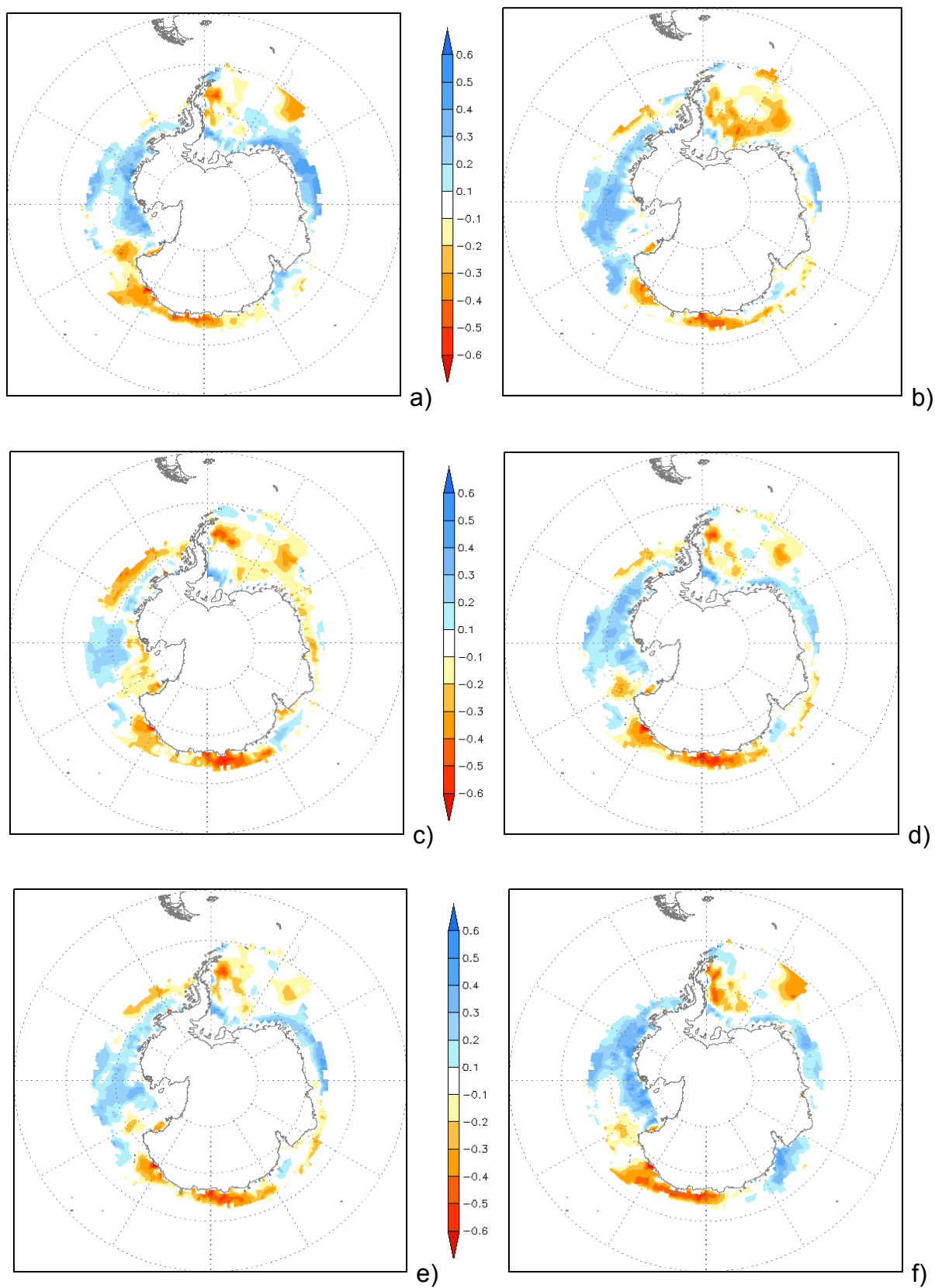
Apêndice 17 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de março, no período de 1982 a 2005.



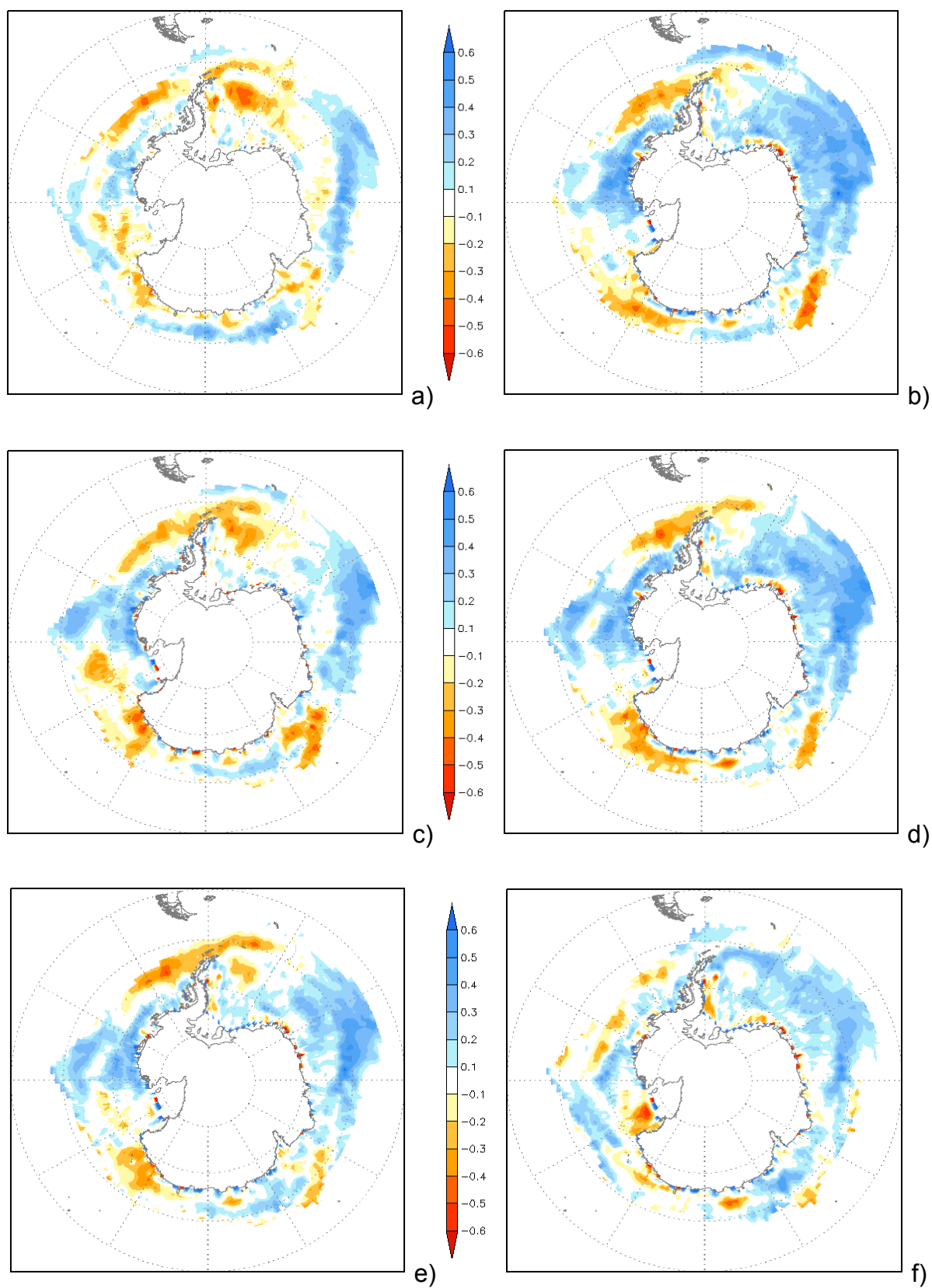
Apêndice 18 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de março, no período de 1982 a 2005.



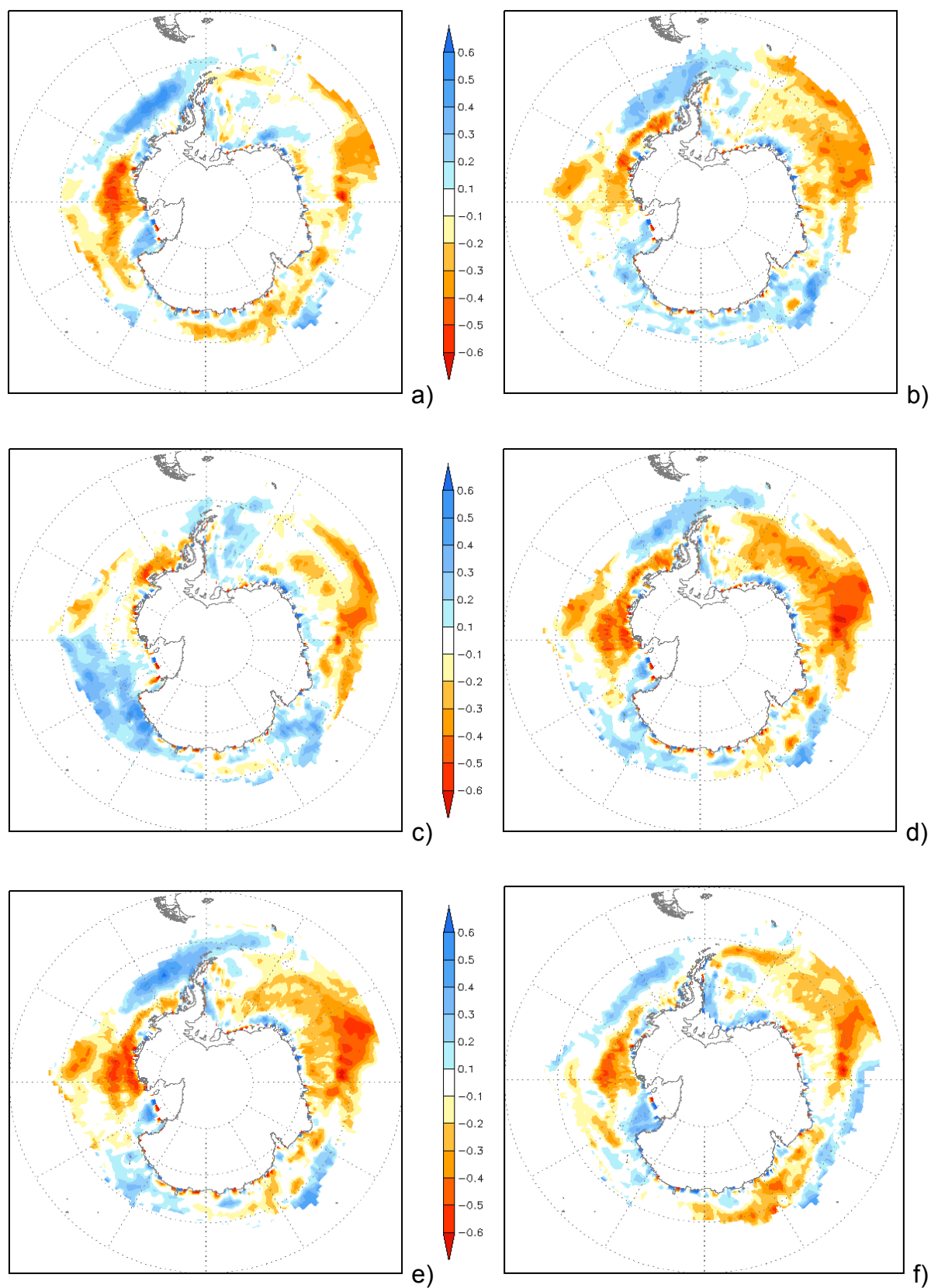
Apêndice 19 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de abril, no período de 1982 a 2005.



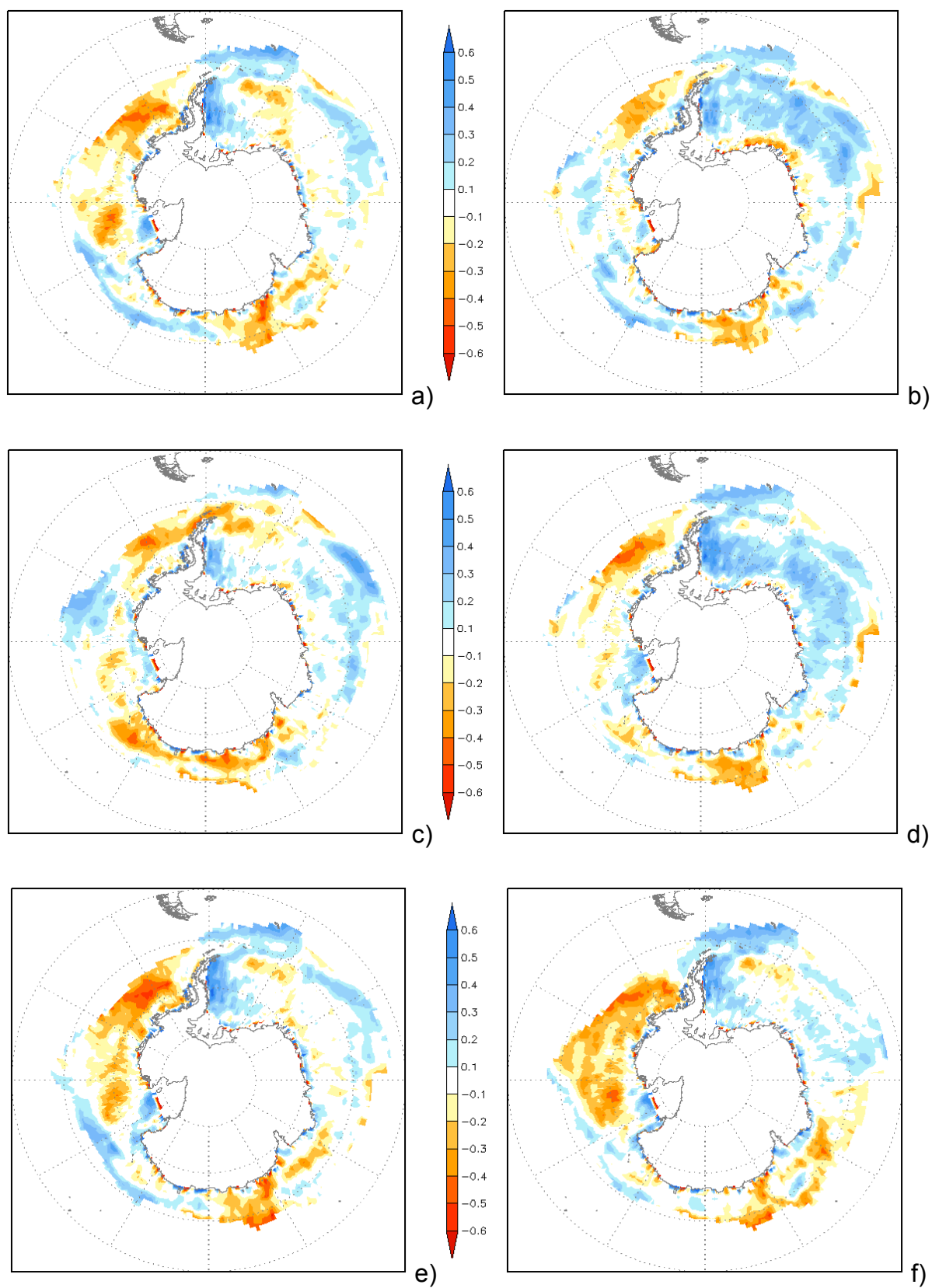
Apêndice 20 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de abril, no período de 1982 a 2005.



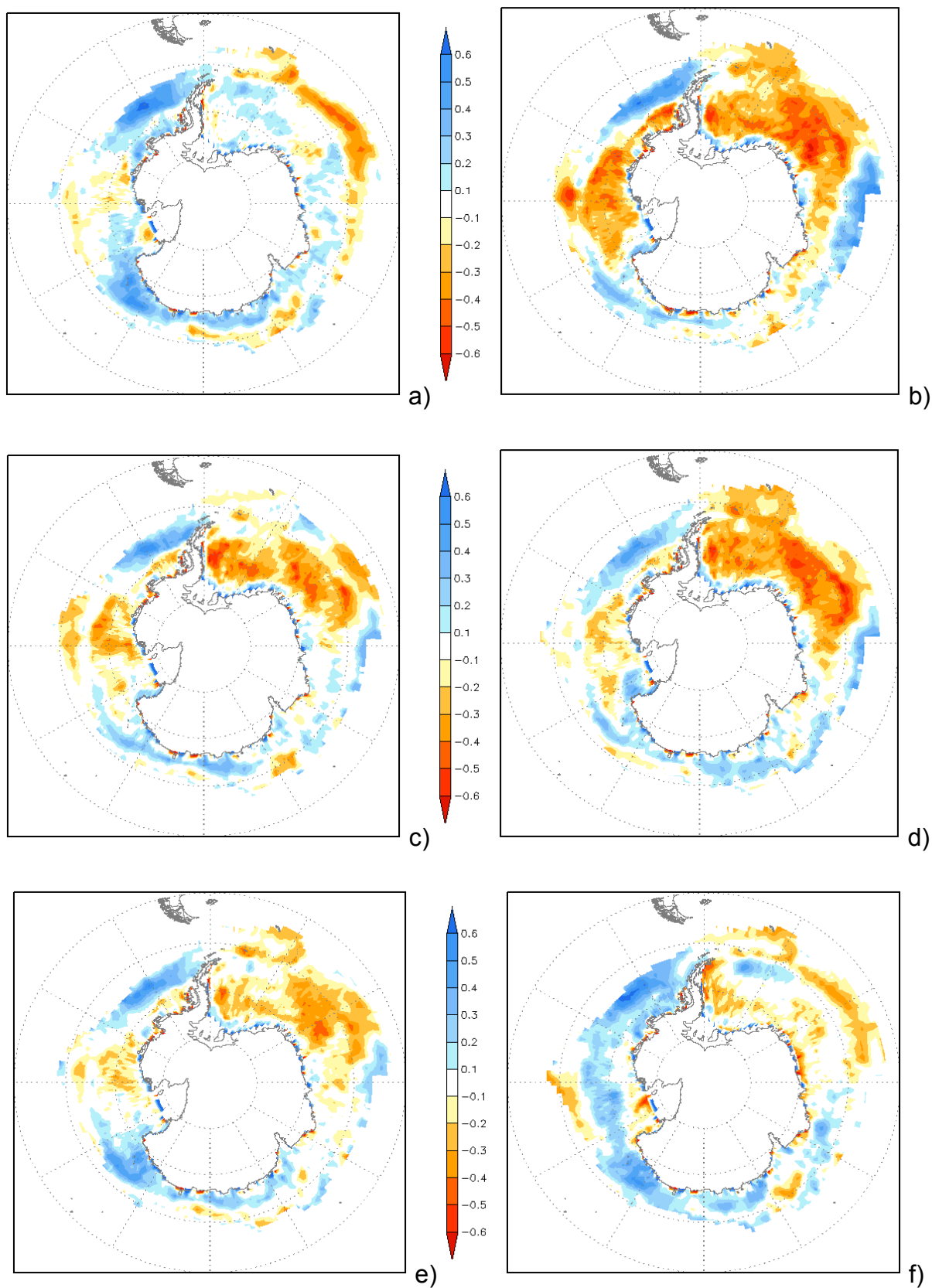
Apêndice 21 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005.



Apêndice 22 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de agosto, no período de 1982 a 2005.



Apêndice 23 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe fria da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005.



Apêndice 24 – Coeficiente de correlação entre a CGMA e a classe quente da temperatura mínima diária das estações de Bagé (a), Bom Jesus (b), Iraí (c), Porto Alegre (d), Santa Maria (e) e Santa Vitória do Palmar (f) para o mês de setembro, no período de 1982 a 2005.