

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS NATURAIS E EXATAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ESTATÍSTICA E
MODELAGEM QUANTITATIVA**

**ANÁLISE DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA DO RIO
GRANDE DO SUL POR MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS**

MONOGRAFIA DE ESPECIALIZAÇÃO

Roberta Goergen

**Santa Maria, RS, Brasil
2008**

**ANÁLISE DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA DO RIO GRANDE DO SUL POR
MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS**

por

Roberta Goergen

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do grau de:
Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa.

Orientador: Prof.º Dr.º Adriano Mendonça Souza

Co-orientadora: Prof.ª Dr.ª Simone Erotildes Teleginski Ferraz

**Santa Maria, RS, Brasil
2008**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ESTATÍSTICA E
MODELAGEM QUANTITATIVA**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Monografia de Especialização

**ANÁLISE DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA DO RIO GRANDE DO SUL POR
MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS**

elaborada por

Roberta Goergen

Como requisito parcial para a obtenção do grau de:
ESPECIALISTA EM ESTATÍSTICA E MODELAGEM QUANTITATIVA

COMISSÃO EXAMINADORA:

Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Simone Erotildes Teleginski Ferraz, Dr^a (UFSM)
(Co-orientadora)

Roselaine Ruviano Zanini, Dr^a. (UFSM)

Santa Maria, 14 de março de 2008

AGRADECIMENTO

Ao professor Adriano Mendonça Souza, pela orientação e apoio no desenvolvimento desta pesquisa.

A professora Simone E. T. Ferraz, pela co-orientação, compreensão, amizade e confiança durante o desenvolvimento desse trabalho.

Ao meu namorado Fábio L. R. Allebrand, pelo amor, dedicação e estímulo.

A minha família pelos constantes incentivos, em especial ao meu irmão Guilherme Goergen, pelo companheirismo.

A todos, que direta ou indiretamente, contribuíram para realização desse trabalho.

RESUMO

Monografia de Especialização
Programa de Pós-Graduação em Estatística e Modelagem Quantitativa
Universidade Federal de Santa Maria

ANÁLISE DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURA DO RIO GRANDE DO SUL POR MEIO DE SÉRIES TEMPORAIS

Autora: ROBERTA GOERGEN

Orientador: ADRIANO MENDONÇA SOUZA

Co-orientadora: SIMONE EROTILDES TELEGINSKI FERRAZ

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 14 março de 2008.

O Brasil possui diferenciados regimes de precipitação, principalmente devido a sua grande extensão territorial. O Rio Grande do Sul se caracteriza por uma economia baseada na agricultura (soja, trigo, arroz e milho), na pecuária e na indústria (de couro e calçados, alimentícia, têxtil, madeireira, metalúrgica e química). A habilidade de prever as características futuras das variáveis meteorológicas tem sido a meta de muitos estudos ao longo do tempo e vários métodos foram e têm sido utilizados na elaboração de previsões climáticas. Neste contexto, o objetivo deste estudo foi identificar um modelo de previsão para a precipitação e temperatura de oito regiões igualmente espaçadas do Rio Grande do Sul. Para tanto, utilizou-se a Metodologia Estatística para séries temporais, especificamente os métodos Box e Jenkins. Os dados trabalhados foram fornecidos pelo “British Atmospheric Data Centre – BADC” e se referem a valores mensais de precipitação e temperatura, durante o período de 1970 a 2006. Vários modelos de previsão foram avaliados, resultando em modelos de previsão *SARIMA*. A metodologia Box e Jenkins conseguiu em alguns meses captar bem o padrão encontrado na série em estudo, porém em outros meses a diferença entre o real e o previsto foi bem expressiva. Pode-se observar o exemplo da temperatura das regiões RS01, RS06 e RS07, em que as previsões encontradas para os meses futuros são quase iguais aos valores reais. Por outro lado, a precipitação das regiões RS07 e RS08 apresentaram resultados não satisfatórios para as previsões quanto comparadas com os valores reais.

Palavras-Chave: Precipitação; Temperatura e Box e Jenkins

ABSTRACT

Monograph of Specialization
Post-graduation Program in Statistics and Quantitative Modeling
Federal University of Santa Maria

ANALYSIS OF PRECIPITATION AND TEMPERATURE OF THE STATE OF RIO GRANDE DO SUL THROUGH TIME SERIES

Author: ROBERTA GOERGEN
Advisor: ADRIANO MENDONÇA SOUZA
Co-advisor: SIMONE EROTILDES TELEGINSKI FERRAZ
Place and local of defense: Santa Maria, March 14th, 2008.

Brazil is affected by differentiated precipitation regimes, mainly due to its large territorial extension, thus from north to south one can find many climates with different characteristics. Rio Grande do Sul's economy is based in agriculture (soy, wheat, rice and corn), livestock and industry (of leather and shoes, food, textile, timber, metallurgical and chemical). The ability of predicting future characteristics of the meteorological variables has been the aim of many researches along time, and many methods have been used in the elaboration of climate predictions. In this context, the objective of this work was to identify a model of prediction for the precipitation and temperature of eight regions equally spaced in Rio Grande do Sul. For the identification, the Statistics Methodology for time series, specifically, the Box and Jenkins method was used. The data was provided by the "British Atmospheric Data Centre – BADC" and it refers to monthly values of precipitation and temperature, during the period from 1970 to 2006. Many prediction models were evaluated, resulting in *SARIMA* prediction models. The methodology Box and Jenkins managed in some months to catch well the standard found in the series in study, however in other months the difference between the reality and the predicted one was quite expressive. It is possible to observe the example of the temperature of the regions RS01, RS06 and RS07, in which the foresight found for the future months, is almost the same as the real values. On the other side, the haste of the regions RS07 and RS08 they presented results not satisfactory for the foresight all that compared with the real values.

Key-words: Precipitation; Temperature; Box and Jenkins.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Função resposta para o filtro passa baixa de 15 meses	21
Figura 2– Filtro Linear, com entrada e_t , saída Z_t e função transferência $\psi(B)$	33
Figura 3 - Comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de um modelo $AR(1)$	36
Figura 4 - Comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de um modelo $MA(1)$	37
Figura 5 - Ciclo iterativo adaptado de Box e Jenkins (1976)	45
Figura 6 – As oito regiões analisadas do Rio Grande do Sul.	48
Figura 7- Regimes de precipitação do Rio Grande do Sul adaptado de Cera e Ferraz, 2007	49
Figura 8 – Representação gráfica da região RS01.....	52
Figura 9 – Densidade espectral da região RS01 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	53
Figura 10– Densidade espectral da região RS01 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	54
Figura 11– Representação gráfica da série original da precipitação da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	55
Figura 12– Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	55
Figura 13– Série Original e Diferenciada da região RS01 na variável precipitação	56
Figura 14 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	58
Figura 15– Série Original e Previsão da região RS01 para o ano de 2007.....	59
Figura 16 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	60
Figura 17 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	60
Figura 18 – Série Original e Diferenciada da região RS01 na variável temperatura	61
Figura 19 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	63
Figura 20 – Série Original e Previsão da região RS01 para o ano de 2007.....	64
Figura 21 – Densidade espectral da região RS02 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	65
Figura 22 – Densidade espectral da região RS02 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	66
Figura 23– Representação gráfica da série original da precipitação da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	66
Figura 24 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	67
Figura 25 – Série Original e Diferenciada da região RS02 na variável precipitação.....	68
Figura 26 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	69
Figura 27 – Série Original e Previsão da região RS02 para o ano de 2007.....	70
Figura 28– Representação gráfica da série original da temperatura da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	71

Figura 29 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	71
Figura 30 – Série Original e Diferenciada da região RS02 na variável temperatura	72
Figura 31 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	73
Figura 32 – Série Original e Previsão da região RS02 para o ano de 2007.....	74
Figura 33 – Densidade espectral da região RS03 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	76
Figura 34 – Densidade espectral da região RS03 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	76
Figura 35 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	77
Figura 36 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	77
Figura 37 – Série Original e Diferenciada da região RS03 na variável precipitação	78
Figura 38 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	80
Figura 39 – Série Original e Previsão da região RS03 para o ano de 2007.....	81
Figura 40 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	81
Figura 41 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	82
Figura 42 – Série Original e Diferenciada da região RS03 na variável temperatura	83
Figura 43 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	84
Figura 44 – Série Original e Previsão da região RS03 para o ano de 2007.....	85
Figura 45 – Densidade espectral da região RS04 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	86
Figura 46 – Densidade espectral da região RS04 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	87
Figura 47 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	87
Figura 48 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	88
Figura 49 – Série Original e Diferenciada da região RS04 na variável precipitação	89
Figura 50 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	90
Figura 51 – Série Original e Previsão da região RS04 para o ano de 2007.....	91
Figura 52 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	92
Figura 53 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	92
Figura 54 – Série Original e Diferenciada da região RS04 na variável temperatura	93
Figura 55 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	95
Figura 56 – Série Original e Previsão da região RS04 para o ano de 2007.....	96

Figura 57 – Densidade espectral da região RS05 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	97
Figura 58 – Densidade espectral da região RS05 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	98
Figura 59 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	98
Figura 60 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	99
Figura 61 – Série Original e Diferenciada da região RS05 na variável precipitação.....	100
Figura 62 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	101
Figura 63 – Série Original e Previsão da região RS05 para o ano de 2007.....	102
Figura 64 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	103
Figura 65 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	103
Figura 66 – Série Original e Diferenciada da região RS05 na variável temperatura	104
Figura 67 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	105
Figura 68 – Série Original e Previsão da região RS05 para o ano de 2007.....	106
Figura 69 – Densidade espectral da região RS06 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	108
Figura 70 – Densidade espectral da região RS06 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	108
Figura 71 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	109
Figura 72 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	109
Figura 73 – Série Original e Diferenciada da região RS06 na variável precipitação.....	110
Figura 74 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	112
Figura 75 – Série Original e Previsão da região RS06 para o ano de 2007.....	113
Figura 76 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	113
Figura 77 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	114
Figura 78 – Série Original e Diferenciada da região RS06 na variável temperatura	115
Figura 79 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	116
Figura 80 – Série Original e Previsão da região RS06 para o ano de 2007.....	117
Figura 81 – Densidade espectral da região RS07 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	118
Figura 82 – Densidade espectral da região RS07 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	119
Figura 83 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	119

Figura 84 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS07 no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	120
Figura 85 – Série Original e Diferenciada da região RS07 na variável precipitação	121
Figura 86 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	122
Figura 87 – Série Original e Previsão da região RS07 para o ano de 2007.....	123
Figura 88 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	124
Figura 89 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	124
Figura 90 – Série Original e Diferenciada da região RS07 na variável temperatura	125
Figura 91 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	126
Figura 92 – Série Original e Previsão da região RS07 para o ano de 2007.....	127
Figura 93 – Densidade espectral da região RS08 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses	129
Figura 94 – Densidade espectral da região RS08 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses	129
Figura 95 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	130
Figura 96 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	130
Figura 97 – Série Original e Diferenciada da região RS08 na variável precipitação	131
Figura 98 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	133
Figura 99 – Série Original e Previsão da região RS08 para o ano de 2007.....	134
Figura 100 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	134
Figura 101 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS 08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.....	135
Figura 102 – Série Original e Diferenciada da região RS08 na variável temperatura	136
Figura 103 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual	137
Figura 104 – Série Original e Previsão da região RS08 para o ano de 2007.....	138

LISTA DE TABELAS

Tabela 1– Padrões teóricos das FAC e FACP	41
Tabela 2– Medidas descritivas da região RS01 nas variáveis precipitação e temperatura.....	51
Tabela 3– Valores do teste de Mann Kendall da região RS01 na	56
Tabela 4 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS01.....	57
Tabela 5 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS01, para o ano de 2007.....	58
Tabela 6 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS01 na variável temperatura	61
Tabela 7 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS01	62
Tabela 8 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS01, para o ano de 2007	63
Tabela 9 – Medidas descritivas da região RS02 nas variáveis precipitação e temperatura.....	65
Tabela 10 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS02 na variável precipitação.....	67
Tabela 11 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS02.....	69
Tabela 12 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS02, para o ano de 2007.....	70
Tabela 13 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS02 na variável temperatura	72
Tabela 14 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS02	73
Tabela 15 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS02, para o ano de 2007	74
Tabela 16 – Medidas descritivas da região RS03 nas variáveis precipitação e temperatura.....	75
Tabela 17 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS03 na variável precipitação.....	78
Tabela 18 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS03.....	79
Tabela 19 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS03, para o ano de 2007.....	80
Tabela 20 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS03 na variável temperatura	82
Tabela 21 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS03	83
Tabela 22 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS03, para o ano de 2007	84
Tabela 23 – Medidas descritivas da região RS04 nas variáveis precipitação e temperatura.....	86
Tabela 24 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS04 na variável precipitação.....	88
Tabela 25 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS04.....	89
Tabela 26 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS04, para o ano de 2007.....	90
Tabela 27 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS04 na variável temperatura	93
Tabela 28 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS04	94
Tabela 29 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS04, para o ano de 2007	95
Tabela 30 – Medidas descritivas da região RS05 nas variáveis precipitação e temperatura.....	97
Tabela 31 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS05 na variável precipitação.....	99
Tabela 32 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS05.....	100
Tabela 33 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS05, para o ano de 2007....	101
Tabela 34 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS05 na variável temperatura	104
Tabela 35 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS05	105
Tabela 36 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS05, para o ano de 2007 ...	106
Tabela 37 – Medidas descritivas da região RS06 nas variáveis precipitação e temperatura.....	107
Tabela 38 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS06 na variável precipitação.....	110
Tabela 39 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS06.....	111
Tabela 40 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS06, para o ano de 2007....	112
Tabela 41 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS06 na variável temperatura	114
Tabela 42 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS06.....	115
Tabela 43 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS06, para o ano de 2007 ...	116
Tabela 44 – Medidas descritivas da região RS07 nas variáveis precipitação e temperatura.....	118
Tabela 45 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS07 na variável precipitação.....	120

Tabela 46 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS07.....	121
Tabela 47 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS07, para o ano de 2007....	122
Tabela 48 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS07 na variável temperatura	125
Tabela 49 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS07	126
Tabela 50 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS07, para o ano de 2007 ...	127
Tabela 51 – Medidas descritivas da região RS08 nas variáveis precipitação e temperatura.....	128
Tabela 52 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS08 na variável precipitação	131
Tabela 53 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS08.....	132
Tabela 54 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS08, para o ano de 2007....	133
Tabela 55 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS08 na variável temperatura	135
Tabela 56 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS08	137
Tabela 57 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS08, para o ano de 2007 ...	138

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO	14
1.1 – TEMA DA PESQUISA	15
1.2 – JUSTIFICATIVA E IMPORTÂNCIA	15
1.3 – OBJETIVO GERAL	15
1.3.1 – Objetivos Específicos	16
2 - REVISÃO DE LITERATURA.....	17
2.1 – DENSIDADE ESPECTRAL DE POTÊNCIAS.....	17
2.2 – SÉRIES TEMPORAIS	21
2.2.1 – Componentes de uma série temporal.....	23
2.2.2 – Modelos utilizados para descrever séries temporais	26
2.3 – METODOLOGIA BOX E JENKINS.....	31
2.3.1 – Modelos lineares estacionários	32
2.3.2 – Modelos não-estacionários	41
2.3.3 – Estágios do ciclo iterativo.....	44
3 - METODOLOGIA.....	48
4 – RESULTADOS E DISCUSSÕES	51
4.1 REGIÃO RS01	51
4.2 REGIÃO RS02	64
4.3 REGIÃO RS03	75
4.4 REGIÃO RS04	85
4.5 REGIÃO RS05	96
4.6 REGIÃO RS06	107
4.7 REGIÃO RS07	117
4.8 REGIÃO RS08.....	128
5 – CONCLUSÃO.....	139
6 – BIBLIOGRAFIA	141

1 - INTRODUÇÃO

O aquecimento global durante o século vinte (da ordem de 0,4 a 0,8°C) não é atribuído apenas ao efeito estufa segundo as conclusões das discussões sobre o clima global ocorrido no “Panel on Reconciling Temperature Observations 2000”. Isto por que as variações na temperatura são suficientemente grandes para serem apenas devido ao aumento do efeito estufa (Houghton et al., 1996) e as alterações não são temporariamente consistentes (Karl et al., 1996) para se rejeitar as hipóteses de variações naturais (Silveira e Gan, 2006 apud).

Um dos fatores causadores das variações na temperatura são os fenômenos climáticos. Villarroel et al. (2006) observou que sobre a costa oeste da América do Sul extratropical houve uma mudança no regime da temperatura após a metade dos anos 70, associada como a troca de fase negativo-positiva da Oscilação Decadal do Pacífico. O El Niño é outro indicador da tendência da temperatura causando efeito tanto regional como global (Halpert e Ropelewski, 1992). Pequenas mudanças nas condições médias da atmosfera podem levar a grande mudança na frequência de eventos extremos. Estudos da temperatura máxima e mínima da Argentina mostram a ocorrência de uma importante diminuição da amplitude térmica anual e também uma tendência positiva nos valores da temperatura mínima e na quantidade de dias frios (Rusticucci e Barrucand, 2004; Long e Muller, 2006) (Silveira e Gan, 2006 apud).

A habilidade de prever as características futuras das variáveis meteorológicas tem sido a meta de muitos estudos ao longo do tempo e vários métodos foram e têm sido utilizados na elaboração de previsões climáticas. Feitas com um adequado grau de precisão, estas previsões proporcionariam aos tomadores de decisão e governos a possibilidade de antecipar e planejar futuras ações dirigidas a setores de atividades socioeconômicas e à sociedade como um todo (Marques et al, 2006).

Segundo Guetter (1998), as previsões climáticas têm sido realizadas com modelos dinâmicos e estatísticos. Os modelos dinâmicos são representações matemáticas dos processos físicos que visam simular as distribuições de umidade e energia sobre todo o globo, esses modelos são denominados “Modelos de Circulação Geral da Atmosfera” os quais, têm sido desenvolvidos desde a década de 1950, passando a ser explorados como ferramentas para previsão do clima na década de 1980. Os modelos estatísticos de previsão climatológica

estabelecem relações estatisticamente significativas entre variáveis meteorológicas locais em áreas continentais, com preditores locais e remotos. (Marques et al, 2006).

O Rio Grande do Sul é uma região preponderantemente agropecuária e situa-se numa região de clima subtropical, com grandes variações de temperatura e precipitação anuais. Deste modo, é importante entender como se comporta tanto a precipitação quanto a temperatura nesta região, de maneira a conhecê-la e prevê-la mais adequadamente.

Nesta pesquisa será realizada uma análise das características das séries de precipitação e temperatura do Rio Grande do Sul e será proposto um modelo de previsão estatística.

1.1 – Tema da Pesquisa

O tema da pesquisa está relacionado com a abordagem de Séries Temporais, em particular com a aplicação da metodologia de Box e Jenkins, a fim de efetuar previsões aos dados de precipitação e temperatura no estado do Rio Grande do Sul.

1.2 – Justificativa e Importância

A variabilidade e a mudança do clima global e regional exercem uma influência significativa na atividade humana e econômica de um país. O conhecimento da alteração e variação do clima no Rio Grande do Sul é muito importante para a economia e, particularmente, para a agricultura, pecuária, engenharia e produção de energia.

1.3 – Objetivo Geral

Identificar fatores meteorológicos e realizar previsões para as variáveis precipitação e temperatura no Rio Grande do Sul.

1.3.1 – Objetivos Específicos

- Realizar uma análise descritiva dos dados;
- Identificar características inerentes na série em estudo, como tendência e sazonalidade;
- Ajustar um modelo e fazer previsões para as variáveis precipitação e temperatura das oito regiões no Rio Grande do Sul por meio de modelos Box e Jenkins.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo contém conceitos necessários para o desenvolvimento desta pesquisa e aborda o assunto da densidade espectral de potências e a análise séries temporais.

2.1 – Densidade Espectral de Potências

A densidade espectral de potência descreve como o poder (ou variância) de uma série temporal é distribuído com a frequência. Na prática permite ver separadamente as contribuições de processos variando em diferentes velocidades, o que é equivalente a processos operando em um espectro de diferentes frequências (Wilks, 1995). Uma analogia muito interessante é encontrada em Panofisky e Brier (em *Some Applications of Statistics to Meteorology. Pennsylvania State University, University Park, 224 pp, 1958*): “Um espectro óptico mostra as contribuições de diferentes comprimentos de ondas ou frequências para a energia de uma dada fonte de luz. O espectro de uma série temporal mostra as contribuições das oscilações com várias frequências para a variância total de uma série”.

Em resumo, a função densidade espectral de potências é útil para detectar periodicidades numa série temporal, ou seja, a presença de ciclos ou oscilações e suas frequências.

Uma das maneiras de se calcular a densidade espectral de potências consiste em usar o Teorema de Wiener Khinchin do qual resulta que a função densidade espectral é a transformada de Fourier da função de autocovariância:

$$S(f) = \int_{-\infty}^{+\infty} c(\tau) \exp(-2\pi j f \tau) d\tau \quad (1)$$

$$c(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \int_{-T/2}^{+T/2} x(t)x(t + \tau) dt \quad (2)$$

Para N dados discretos, obtidos em intervalos Δt , o estimador da função de autocovariância é:

$$c_r = \frac{1}{N-r} \sum_{i=1}^{N-r} x_i x_{i+r} \quad (3)$$

onde $r = 0, 1, \dots, m$, sendo $m < N$ o deslocamento máximo (“lag” máximo).

O estimador da densidade espectral é dado por:

$$G(k) = 2\Delta t \left[c_0 + 2 \sum_{m+1}^{m-1} \cos\left(\frac{\pi r k}{m}\right) + c_m \cos(\pi k) \right] \quad (4)$$

com $k = 0, 1, \dots, m$.

A grande variância deste estimador por ser reduzida pela introdução de uma janela temporal. O deslocamento máximo (“lag”) m no cálculo da autocovariância influencia a resolução da densidade espectral. Quanto menor for m , menor será a largura da base da janela temporal (e maior a largura da base da correspondente janela espectral) e menor será a variância do estimador. No entanto, o estreitamento da base da janela temporal provoca uma distorção sempre maior entre o valor estimado da densidade espectral e o valor verdadeiro. É necessário buscar um equilíbrio entre variância e poder de resolução (Jenkins e Watts, 1968).

- Nível de Significância Estatística

A estatística associada com cada estimativa da densidade espectral, que será usada no cálculo da significância estatística da diferença em relação à hipótese nula, é a razão entre a estimativa espectral e o correspondente valor da função teórica da hipótese nula. Esta razão tem distribuição χ^2 (qui-quadrado) dividida pelo número de graus de liberdade (ν) (Michell et al., 1971; Jenkins et al., 1968). Sendo assim, pode-se determinar os limites de confiança da diferença de cada estimativa do espectro obtido em relação a hipótese nula, através da utilização de uma tabela da distribuição χ^2 , dividindo os valores correspondentes aos limites de significância desejados por ν e multiplicando esses valores pelos valores da função da hipótese nula. O número de graus de liberdade ν é obtido através da expressão:

$$\nu = \left(\frac{2N - \frac{m}{2}}{m} \right) \quad (5)$$

onde N é o número de dados da série e m é o “lag” utilizado.

Para escolher a hipótese nula mais adequada inicialmente se avalia o espectro de fundo e determina se o espectro calculado difere do espectro de fundo por uma quantia estatisticamente significativa. Primeiro ajusta-se uma “hipótese nula” para o espectro. Em geral, se autocorrelação de lag 1 (R_1) não difere de zero, a série temporal $y^*(t)$ é considerada como livre de persistência. Neste caso, uma estimativa apropriada para a hipótese nula é que o espectro de fundo é dado por um “*ruído branco*”. Em outras palavras, o espectro de fundo consiste em uma linha paralela ao eixo de frequências e interceptando o eixo das abscissas em \bar{S} , sendo \bar{S} a média das amplitudes espectrais.

Se por outro lado, R_1 difere de zero e as autocorrelações seguintes seguem uma aproximação exponencial: $R_2 \cong R_1^2$, $R_3 \cong R_1^3$, etc,... então o espectro de fundo é denominado de “ruído vermelho” e é dado por:

$$\Theta(k) = \bar{S} \left[\frac{1 - R_1^2}{1 + R_1^2 - 2R_1 \cos(2\pi k / m)} \right] \quad (6)$$

O espectro de fundo (hipótese nula) é calculado, e superposto no gráfico do espectro calculado acima. O nome “ruído vermelho” ou “ruído branco” vem da analogia com o espectro da radiação. Quando todos os comprimentos de onda têm a mesma importância, temos a luz branca como resultado. Quando os comprimentos de onda mais longos (menores frequências) possuem maior amplitude, o espectro move-se para o vermelho. Na atmosfera, é muito comum a ocorrência do espectro de fundo do tipo “ruído vermelho” devido às características de “curta memória” dos processos físicos.

Neste caso, foi escolhido o espectro de ruído vermelho para representar a hipótese nula das séries mensais sem filtro e ruído branco para as séries mensais filtradas.

Segundo Carvalho, a análise da densidade espectral permite ver separadamente as contribuições de processo em diferentes velocidades, o que é equivalente a processos operando em um espectro de diferentes frequências.

- Filtro de Lanczos

A função do filtro de Lanczos é transformar uma seqüência de dados de entrada em uma seqüência de dados de saída usando uma relação linear.

$$Y_t = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} W_k X_{t-k} \quad (7)$$

A relação entre a entrada ($X(f)$) e a ($Y(f)$), é obtida se calcularmos a transformada de Fourier de (7):

$$Y(f) = R(f) \cdot X(f) \quad (8)$$

sendo $R(f)$ a função resposta de freqüência.

A função peso e a função resposta contêm um par de transformadas de Fourier:

$$R(f) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} W_k \exp(2ikf\pi\Delta) \quad (9)$$

$$W_k = \frac{1}{(2f_n)} \int_{-f_n}^{f_n} R(f) \exp(2ikf\Delta\pi) \partial f \quad (10)$$

$$k = \dots, -1, 0, 1, \dots$$

sendo Δ o intervalo de amostragem e f_n a freqüência de Nyquist com valor de $\frac{1}{2}$ ciclo por intervalo de amostragem.

A função peso para o filtro passa-banda é dada por:

$$W_k = \left(\frac{\text{sen}2\pi f_{c_2}}{\pi k} \right) - \left(\frac{\text{sen}2\pi f_{c_1}}{\pi k} \right) \quad (11)$$

sendo f_{c_1} e f_{c_2} os limites das freqüências que serão mantidas.

O número mínimo de pesos requerido para o filtro passa-banda de Lanczos é dado por:

$$n \geq \frac{1,3}{(f_{c_2} - f_{c_1})} \quad (12)$$

Conforme visto em Ferraz (2000), um número maior de pesos que o mínimo necessário, produz uma função resposta mais próxima da janela retangular ideal que se deseja. O efeito indesejável de um maior número de pesos é a perda de um maior número de dados nas extremidades da série a ser filtrada. Nas análises realizadas nesse estudo foram utilizados 50 pesos. Na Figura 1, é apresentada a função resposta para as bandas utilizada neste estudo, como podem ser observadas todas as frequências abaixo de 1 ano são retiradas dos dados e a partir de 1,5 anos as frequências são muito bem representadas, obtendo função resposta máxima de 1.

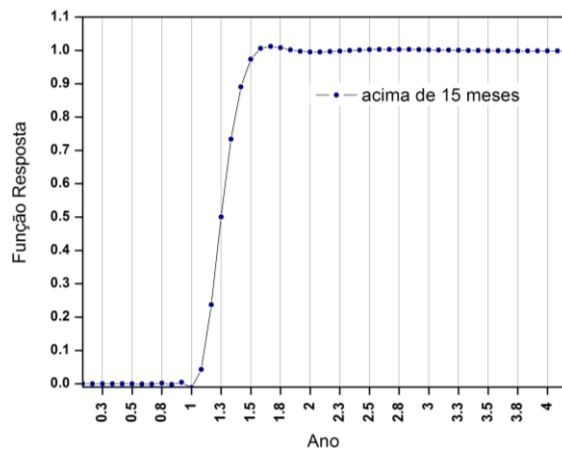


Figura 1 – Função resposta para o filtro passa baixa de 15 meses

2.2 – Séries Temporais

Conforme Morettin & Toloí (1987), uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. Representa-se uma série temporal da seguinte forma: $Z_t, t = 1, 2, \dots, n$, onde n representa o tamanho da série. Exemplos de séries temporais podem ser os registros de temperatura e precipitação pluviométrica de uma cidade, as medidas dos níveis de água em uma bacia ou rio, a arrecadação do imposto de renda de um país, a taxa de desemprego mensal, as vendas semanais de certo tipo de refrigerante, entre outros.

Os objetivos de se analisar uma série temporal, estão em investigar o mecanismo gerador da série temporal, descobrir periodicidades relevantes nos dados, descrever o seu comportamento e fazer previsões de valores futuros da série, estas podem ser em curto prazo ou em longo prazo.

Uma série temporal Z_t , $t = 1, 2, \dots, n$ pode ser classificada como discreta (como o número médio anual de manchas solares), ou contínua (como registro das marés no Porto de Rio Grande – RS).

Uma decomposição clássica de séries temporais permite que a série seja escrita como uma soma ou multiplicação de componentes não observáveis, como as equações (13) e (14):

Aditivo:

$$Z_t = T_t + S_t + e_t \quad (13)$$

ou

Multiplicativo:

$$Z_t = T_t \cdot S_t \cdot e_t \quad (14)$$

em que:

T_t : é a componente tendência

S_t : é a componente sazonal

e_t : é o erro aleatório

No modelo (13) a componente sazonal é independente das outras componentes. No modelo (14) descreve a dependência das amplitudes sazonais em relação à tendência. Neste caso, é necessário aplicar uma transformação nos dados para se obter uma série com variância estável. Isso é feito tomando-se o logaritmo na equação (14), obtendo-se:

$$\log Z_t = \log T_t + \log S_t + \log e_t \quad (15)$$

Segundo Morettin e Toloí (1987), a estrutura de uma Série Temporal é aditiva se a componente S_t independe de componente T_t , e é multiplicativa se existe uma dependência entre as duas componentes. Um teste para verificar se o modelo é aditivo ou multiplicativo é baseado no gráfico da amplitude sazonal contra a tendência. Se a reta ajustada a esses pontos for paralela ao eixo das abscissas, existe uma indicação que a amplitude sazonal não depende da tendência,

logo o modelo é aditivo. Por outro lado, se a reta apresentar inclinação diferente de zero, temos uma dependência entre as componentes S_t e T_t , e, portanto o modelo é multiplicativo.

2.2.1 – Componentes de uma série temporal

- Tendência

Uma série temporal Z_t , $t = 1, 2, \dots, n$ possui tendência quando ao se verificar o sentido de deslocamento das observações, ao longo dos anos, apresenta um comportamento crescente ou decrescente. Há vários métodos para estimar T_t , para Morettin e Toloí (2004) os mais utilizados consistem em:

- i) ajustar uma função do tempo, como um polinômio, uma exponencial ou outra função suave de t ;
- ii) suavizar (ou filtrar) os valores da série ao redor de um ponto, para estimar a tendência naquele ponto;
- iii) suavizar os valores da série através de sucessivos ajustes de retas de mínimos quadrados ponderados
- iv) utilizar diferenças.

A construção do gráfico na análise de séries temporais é uma ferramenta importante. Por meio dele é possível identificar características inerentes aos dados, como variabilidade, observações atípicas, sazonalidade e tendência, dentre outras. Mas, como os procedimentos visuais nem sempre são confiáveis, existem testes para confirmar a presença destas componentes.

Os testes para tendência, citados em Morettin e Toloí (2004), são: teste de seqüências (Wald-Wolfowitz), Teste do sinal (Cox-Stuart) e o teste baseado no coeficiente de correlação de Sperman.

O Teste do Sinal (Cox-Stuart) consiste em agruparmos as observações em pares (Z_1, Z_{1+c}) , (Z_2, Z_{2+c}) , \dots , (Z_{n-c}, Z_n) onde $c = \frac{n}{2}$, se n é par e $c = \frac{n+1}{2}$ se n é ímpar. A cada par associamos o sinal + se $Z_i < Z_{i+c}$ e o sinal - se $Z_i > Z_{i+c}$, eliminamos os empates. Seja $N =$ número de pares onde $Z_i \neq Z_{i+c}$. É testada a hipótese bilateral:

$H_0: P(Z_i < Z_{i+c}) = P(Z_i > Z_{i+c}), \forall i$: não existe tendência.

$H_1: P(Z_i < Z_{i+c}) \neq P(Z_i > Z_{i+c}), \forall i$: existe tendência.

Define-se T como o número de pares com o sinal +. Rejeita-se H_0 , ou seja, a série apresenta tendência, $T \geq N - b$, em que b é obtido por meio de uma distribuição binomial com parâmetro $\left(N, p = \frac{1}{2}\right)$ e α é um dado nível de significância. Para $n > 20$, utiliza-se a distribuição normal.

– O Teste de Mann-Kendall

O teste de Mann-Kendall, proposto inicialmente por Sneyers (1975), considera que, na hipótese de estabilidade de uma série temporal, a sucessão de valores ocorre de forma independente, e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples). Goossens e Berger (1986) afirmam que o teste de Mann-Kendall é o método mais apropriado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas e permite também a detecção e localização aproximada do ponto inicial de determinada tendência.

O teste de tendência de Mann-Kendall consiste no cálculo de S , que é definido por:

$$S = \sum (sign(s[j] - x[i]) * sign(y[j] - y[i])) \quad (16)$$

O coeficiente de correlação de Kendall, tau, é expresso por:

$$\tau = \frac{S}{D} \quad (17)$$

em que:

$$D = n(n-1)/2 \quad (18)$$

D é chamado de denominador e é o valor máximo possível de S

O teste de Mann Kendall é um teste não paramétrico, no qual testamos as hipóteses:

H_0 : não existe tendência na série em estudo

H_1 : existe tendência na série em estudo

Se existe tendência significativa na série e o sinal de S indicará se a tendência é positiva ($S > 0$) ou negativa ($S < 0$).

Silveira e Gan (2006) realizaram um estudo usando o teste de tendência de Mann Kendall, no qual se observou que o estado do Rio Grande do Sul foi o único estado a ter tendência climatológica significativa nos parâmetros de temperatura máxima e média.

- Sazonalidade

Considera-se um fenômeno como sazonal aquele que ocorre regularmente de ano para ano, como por exemplo, o aumento das vendas no comércio na época de Natal, o aumento de vendas de passagens aéreas no verão, entre outros.

Os testes encontrados em Morettin e Tolo (2004) para a confirmação desta componente sazonal são os de Kruskal-Wallis, de Friedman e o teste F para a análise da variância.

O teste de Kruskal-Wallis é um teste não paramétrico, no qual testamos as hipóteses:

H_0 : não existe sazonalidade na série temporal

H_1 : existe sazonalidade na série temporal.

Para mais informações sobre este teste consultar Morettin e Tolo (2004, p.76).

Tem-se também outro componente muito semelhante ao componente sazonal, que é o ciclo. O ciclo é um movimento ondulatório que, ao longo de vários anos, tende à periodicidade, ou seja, é o movimento da série que se repete ao longo dos períodos de tempo, tendo uma longa duração.

- Ruído Branco ou Erro Aleatório

Compreende a variabilidade intrínseca aos dados e não pode ser modelado, isto é, é tudo aquilo que não é explicado pelas outras componentes da série. Conforme Souza (2006), um erro é dito ruído branco quando possui distribuição normal, sendo a média de seus componentes zero e a variância constante, os quais são não-correlacionados, indicando assim, que o modelo elaborado conseguiu explicar o máximo da série de dados.

$$e_i \approx N(0, \sigma_a^2)$$

Então:

- i) Média: $E[e_t] = 0$;
- ii) Autocovariância: $E[e_t, e_{t+k}] = \gamma_k = 0$, para $k = \pm 1, \pm 2, \dots$ e $\gamma_k = \sigma_a^2$ para $k = 0$;
- iii) Autocorrelação: $\rho_k = 1$, para $k = 0$ e $\rho_k = 0$ para $k = \pm 1, \pm 2, \dots$
- iv) Autocorrelação Parcial: $\phi_{kk} = 1$, para $k = 0$ e $\phi_{kk} = 0$ para $k = \pm 1, \pm 2, \dots$

Segundo Farias; Rocha & Lima (2000), a análise dos resíduos de modelos concorrentes ajustados é de extrema importância na escolha final do modelo que melhor explica a dinâmica da série temporal em estudo. Se os resíduos são autocorrelacionados, então a dinâmica da série em estudo não é completamente explicada pelos coeficientes do modelo ajustado. Devem ser excluídos do processo de escolha do modelo com essa característica. Uma análise da existência da autocorrelação serial de resíduos é feita com base nas Funções de Autocorrelação dos Resíduos (FACr) e das Funções de Autocorrelação Parcial dos Resíduos (FACPr) e seus respectivos correlogramas.

Box e Pierce (1970) sugeriram um teste para as autocorrelações dos resíduos estimados que, apesar de não detectar quebras específicas no comportamento de ruído branco, pode indicar se esses valores são muito altos.

Se o modelo for apropriado, a estatística:

$$Q(K) = n(n+2) \sum_{j=1}^K \hat{r}_j^2 \quad (19)$$

terá aproximadamente uma distribuição χ^2 com $K - q - p$ graus de liberdade (p e q são as ordens dos parâmetros do modelo. Em geral basta utilizar as 10 ou 15 primeiras \hat{r}_k (autocorrelações dos resíduos de ordem k). Se $Q(K) > \chi^2$ então rejeita-se a hipótese que os j primeiros coeficientes de autocorrelação são nulos.

2.2.2 – Modelos utilizados para descrever séries temporais

Os modelos utilizados para representar séries temporais são processos estocásticos, isto é, processos controlados por leis probabilísticas.

- Processos estocásticos

Definição: Seja T um conjunto arbitrário. Um processo estocástico é uma família $Z = \{Z(t), t \in T\}$, tal que, para cada $t \in T$, $Z(t)$ é uma variável aleatória onde todas as variáveis estão definidas em um mesmo espaço de probabilidade (Ω, A, P) , sendo $T \neq \emptyset$ um conjunto de índices, Ω o espaço amostral, A a classe de eventos aleatórios e $P: A \rightarrow [0, 1]$ a função que associa a probabilidade de um evento qualquer.

- Processo estacionário

Definição: Um conjunto de variáveis aleatórias $Z = \{Z(t), t \in T\}$ é dito estacionário se as estatísticas do conjunto de dados não variar nos instantes t e $t+k$, $k = 0, 1, 2, \dots, n$ ou seja:

$$E[Z_t] = E[Z_{t+k}]$$
$$Var[Z_t] = Var[Z_{t+k}]$$

Existem duas formas de se classificar um processo estacionário:

a) estritamente estacionário ou forte: se todas as distribuições finito-dimensionais permanecerem as mesmas sob translação no tempo, ou seja, $F(z_1, z_2, \dots, z_n; t_1 + \tau, t_2 + \tau, \dots, t_n + \tau) = F(z_1, z_2, \dots, z_n; t_1, t_2, \dots, t_n)$, para quaisquer $t_1, t_2, \dots, t_n, \tau$ de T . Isso significa, em particular, que todas as distribuições unidimensionais são invariantes sob translação do tempo, logo a média $\mu(t)$ e a variância $Var(t)$ são constante, isto é,

$$\mu(t) = \mu \text{ e } Var(t) = \sigma^2$$

para todo $t \in T$.

b) fracamente estacionário ou estacionário de segunda ordem: se, e somente se:

- i) $E\{Z(t)\} = \mu(t) = \mu$, constante, para todo $t \in T$;
- ii) $E\{Z^2(t)\} < \infty$, para todo $t \in T$;
- iii) $\gamma(t_1, t_2) = Cov\{Z(t_1), Z(t_2)\}$, é uma função de $|t_1 - t_2|$.

Segundo Morettin e Tolo (2004), uma das suposições mais freqüentes que se faz a respeito de uma série temporal é a que ela seja estacionária. Todavia, a maior parte das séries que encontramos na prática apresenta alguma forma de não-estacionariedade. Assim, as séries econômicas apresentam em geral tendências, sendo o caso mais simples aquele em que a série flutua ao redor de uma reta, com inclinação positiva ou negativa.

Esses autores ainda destacam que a classe dos modelos ARIMA será capaz de descrever, de maneira satisfatória, séries estacionárias e séries não estacionárias, mas que não apresentem comportamento explosivo. Esse tipo de não-estacionariedade é chamado homogêneo. A série pode ser estacionária, flutuando ao redor de um nível, por certo tempo, e depois mudar de nível e flutuar ao redor de um novo nível, e assim por diante, ou então mudar de inclinação ou ambas.

Como a maioria dos procedimentos de análise de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, os autores recomendam que seja necessário transformar os dados originais até que esta estacionariedade seja atingida. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original, até se obter uma série estacionária.

A primeira diferença de $Z(t)$ é definida por:

$$\Delta Z_t = Z_t^1 = Z_t - Z_{t-1} \quad (20)$$

A segunda diferença de $Z(t)$ é:

$$\Delta^2 Z_t = Z_t^2 = \Delta[\Delta Z_t] = \Delta[Z_t - Z_{t-1}] \quad (21)$$

De modo geral, a n-ésima diferença de $Z(t)$ é:

$$\Delta^n Z_t = Z_t^n = \Delta[\Delta^{n-1} Z(t)] \quad (22)$$

Para os autores, em situações normais, será suficiente tomar uma ou duas diferenças para que a séries se torne estacionária.

A verificação sobre a estacionariedade de uma série temporal pode ser feita através do exame visual do gráfico das funções de autocorrelações das séries em estudo.

- Função de Autocovariância e Autocorrelação

Conforme Morettin e Tolo (2004), a função de autocovariância é definida por:

$$\gamma_\tau = E\{Z_t Z_{t+\tau}\} \quad (23)$$

em que Z_t é um processo estacionário real discreto de média zero e τ é chamado de lag e representa a defasagem no tempo.

A Função de autocovariância (FACV) satisfaz as seguintes propriedades:

i) $\gamma_0 > 0$

ii) $\gamma_{-\tau} = \gamma_\tau$

iii) $|\gamma_\tau| \leq \gamma_0$

iv) γ_τ é não negativa definida, no sentido que

$$\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n a_j a_k \gamma_{\tau_j - \tau_k} \geq 0 \quad (24)$$

para quaisquer números reais a_1, \dots, a_n e τ_1, \dots, τ_n pertencentes aos inteiros.

A Função de Autocorrelação (FAC) de um processo estacionário é definida por:

$$\rho_\tau = \frac{\gamma_\tau}{\gamma_0} \quad (25)$$

em que $\tau \in Z$ e satisfaz as seguintes propriedades:

i) $\rho_0 = 1$

ii) $\rho_{-\tau} = \rho_\tau$

iii) $|\rho_\tau| \leq \rho_0 = 1$

iv) ρ_τ é positiva definida

O estimador da função de autocovariância γ_τ é:

$$c_\tau = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-\tau} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+\tau} - \bar{Z}) \quad (26)$$

em que $\tau = 1, \dots, n-1$, n é o número de observações da série e $\bar{Z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i$ é a média amostral.

A estimativa da Função de Autocorrelação ρ_τ é dada por:

$$r_\tau = \frac{c_\tau}{c_0} \quad (27)$$

sendo c_τ a função de autocovariância no lag τ e c_0 a variância.

- Processo ergódico

Para Souza e Camargo (1996, p. 22-23), um processo estocástico é dito ergódico se apenas uma realização dele é o suficiente para se obter todas as estatísticas. Para esses autores, pode-se facilmente verificar que todo o processo ergódico também é estacionário, visto que uma realização de um processo não estacionário não poderá conter todas as informações necessárias para a especificação do processo.

Logo, os processos ergódicos baseiam-se em algumas propriedades dos processos estacionários, que seriam: média e variância constantes; e as funções de autocovariância e autocorrelação independentes da origem dos tempos.

Portanto das definições descritas, tem-se que a série temporal é uma seqüência de dados obtidos em intervalos regulares de tempo durante um período específico e que pode ser modelado por um processo estocástico. Para avaliar uma série temporal, é necessário representar o comportamento do processo, por meio de um modelo matemático que possa ser estendido ao futuro. A série temporal, para ser avaliada, precisa estar livre de tendências e de componentes sazonais, para assim conseguir capturar a estrutura de dependência da série estudada. Logo, se a modelagem da série temporal estiver bem ajustada, não deve haver correlação serial entre os resíduos, e o comportamento da série deve ser explicado usando o menor número possível de parâmetros – princípio da parcimônia. Para que seja possível realizar as previsões, necessita-se de uma série estacionária.

Logo, precisamos encontrar um modelo adequado que capte ao máximo as informações da série em estudo. Um modelo de atende a este requisito é a metodologia Box e Jenkins.

2.3 – Metodologia Box e Jenkins

Box e Tião (1976) publicaram a versão revisada do livro *Time Series Analysis, forecasting and control*, apresentando assim, um procedimento para a análise de séries temporais. A grande importância desse livro está em reunir as técnicas metodológicas que tem por objetivo construir modelos que descrevem, com precisão e de forma parcimoniosa, o processo gerador da série temporal em estudo. A previsão é uma das principais razões da popularidade desta metodologia e, em muitos casos, as previsões, principalmente em curto prazo, são melhores que as obtidas com base nos modelos econométricos tradicionais.

O desenvolvimento deste assunto está relacionado com as pesquisas dos modelos e das equações apresentadas pelos seguintes autores: Vasconcelos e Alves (2000), Morettin e Tolo (2004), Souza & Camargo (1996) e Barros (2007).

A estratégia para a construção do modelo é baseada em um ciclo iterativo. Os estágios do ciclo são: especificação, identificação, estimação, verificação e previsão. Esses autores ainda salientam que a fase mais crítica é a identificação, pois, se o modelo não for adequado, o ciclo é repetido voltando-se a este estágio.

Uma das características fundamentais da metodologia Box e Jenkins é interpretar uma dada série temporal como sendo a realização de um vetor aleatório multivariado, cuja dimensão é a série temporal disponível. A partir de uma única realização do processo e, com os argumentos de estacionariedade e ergodicidade do processo subjacente, procura-se detectar o sistema gerador da série, através das informações contidas na série.

Como uma série temporal tem dados coletados seqüencialmente ao longo do tempo, espera-se que ela apresente correlação seriada no tempo. A metodologia Box e Jenkins é composta de modelos ARIMA, que são modelos estatísticos lineares para análise de séries temporais. Esses modelos são mais sofisticados por usarem a correlação entre as observações. No modelo ARIMA, a série temporal é gerada por um processo estocástico, cuja natureza pode ser representada através de um modelo.

A notação utilizada para designar o modelo ARIMA é $ARIMA(p, d, q)$, em que p é o número de termos auto-regressivos, d é o número de diferenciações para que a série torne-se estacionária e q , é o número de termos de médias móveis. Os termos p , d e q são todos números inteiros maiores ou iguais a zero. Notam-se casos particulares: o modelo $ARMA(p, q)$, o modelo

auto-regressivo $AR(p)$ e o modelo de médias móveis $MA(q)$, sendo os três modelos utilizados para séries temporais estacionária, ou seja, $d = 0$.

Uma série temporal dispõe de operadores que facilitam a manipulação dos dados. Esses operadores são:

(a) operador translação para o passado, denotado por B e definido por:

$$B Z_t = Z_{t-1}, B^m Z_t = Z_{t-m} \quad (28)$$

(b) operador translação para o futuro, denotado por F e definido por:

$$F Z_t = Z_{t+1}, F^m Z_t = Z_{t+m} \quad (29)$$

(c) operador diferença, denotado Δ por e definido por:

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t \quad (30)$$

Segue-se que,

$$\Delta = (1 - B) \quad (31)$$

(d) operador soma, denotado por S e definido por:

$$S Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} Z_{t-j} = Z_t + Z_{t-1} + \dots + (1 + B + B^2 + \dots)Z_t \quad (32)$$

do que segue

$$S Z_t = (1 - B)^{-1} Z_t = \Delta^{-1} Z_t \quad (33)$$

ou seja,

$$S = \Delta^{-1} \quad (34)$$

2.3.1 – Modelos lineares estacionários

Os modelos Box e Jenkins determinam uma dada série temporal, por meio da passagem de um filtro linear, cuja entrada é o ruído branco. A representação deste filtro linear pode ser observado na Figura 2:

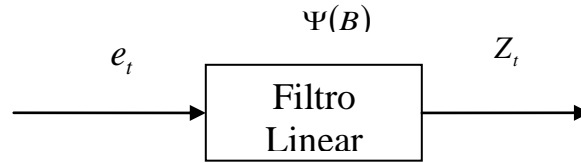


Figura 2– Filtro Linear, com entrada e_t , saída Z_t e função transferência $\psi(B)$.

Fonte: Morettin e Toloi (2004, p. 111)

Tem-se formalmente que,

$$Z_t = \mu + e_t + \psi_1 e_{t-1} + \psi_2 e_{t-2} + \dots = \mu + \psi(B) e_t \quad (35)$$

em que

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots \quad (36)$$

A equação (36) é denominada Função de Transferência do filtro e μ é um parâmetro determinando o nível da série.

Na equação (35) Z_t é um processo linear (discreto). Dessa maneira:

$$E(e_t) = 0, \quad \forall t$$

$$Var(e_t) = \sigma_e^2, \quad \forall t$$

$$E(e_t e_s) = 0, \quad s \neq t$$

Fazendo $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$, temos que:

$$\tilde{Z}_t = \psi(B) e_t \quad (37)$$

Se a seqüência de pesos $\{\psi_j, j \geq 1\}$ for finita ou infinita e convergente, o filtro é estável e Z_t é estacionária. Neste caso, μ é a média do processo. Caso contrário, Z_t é não-estacionária e μ não tem significado específico, a não ser como um ponto de referência para o nível da série.

Da equação (35), temos que:

$$E(Z_t) = \mu + E\left(e_t + \sum_{j=1}^{\infty} \psi_j e_{t-j}\right) \quad (38)$$

e como $E(e_t) = 0$, para todo t , temos que $E(Z_t) = \mu$ se a série $\sum_{j=1}^{\infty} \psi_j$ convergir.

Observa-se que a função de autocovariância γ_j de Z_t é dada por:

$$\gamma_j = \sigma_e^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \psi_{i+j} \quad (39)$$

com $\psi_0 = 1$. Em particular, para $j = 0$, obtemos a variância de Z_t :

$$\gamma_0 = \text{Var}(Z_t) = \sigma_e^2 \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^2 \quad (40)$$

A condição para que as equações (39) e (40) existam é que $\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^2 < \infty$.

Assim, temos que a média e a variância de Z_t são constantes e a covariância só depende de j , e, portanto Z_t é estacionária.

Em uma forma alternativa, pode-se escrever \tilde{Z}_t , como uma soma ponderada de valores passados $\tilde{Z}_{t-1}, \tilde{Z}_{t-2}, \dots$ mais um ruído branco e_t :

$$\tilde{Z}_t = \pi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \pi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + e_t = \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \tilde{Z}_{t-j} + e_t \quad (41)$$

Por outro lado, tem-se que:

$$\left(1 - \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j B^j\right) \tilde{Z}_t = e_t \quad (42)$$

ou

$$\pi(B) \tilde{Z}_t = e_t \quad (43)$$

Na equação (43), $\pi(B)$ é o operador, definido por:

$$\pi(B) = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots \quad (44)$$

Das equações (37) e (42), tem-se que:

$$\pi(B)\psi(B)e_t = e_t \quad (45)$$

de modo que:

$$\pi(B) = \psi^{-1}(B) \quad (46)$$

A equação (46) pode ser utilizada para obter os pesos π_j em função dos pesos ψ_j e vice-versa.

Logo, considerando essas particularidades dos processos estacionários estabelecidos acima, é que serão descritos agora os modelos que compõem os processos: $AR(p)$, $MA(q)$ e $ARMA(p, q)$.

- Modelos auto-regressivos de ordem p – $AR(p)$

Um modelo auto-regressivo de ordem p , $AR(p)$ é escrito em função de seus valores passados e do ruído branco. É denotado por:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + e_t \quad (47)$$

O operador auto-regressivo estacionário de ordem p é definido por:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (48)$$

Portanto, pode-se escrever esse modelo da seguinte forma:

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = e_t \quad (49)$$

Então, o modelo auto-regressivo de ordem 1 ($p = 1$), pode ser escrito como:

$$AR(1): \tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + e_t \quad (50)$$

e, também, o modelo auto-regressivo de ordem 2 ($p = 2$):

$$AR(2): \tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + e_t \quad (51)$$

O modelo será estacionário se $\phi(B)$ convergir para $|B| \leq 1$. Segue-se que devemos ter $|\phi| < 1$. A condição de estacionariedade do $AR(p)$ estabelece que todas as raízes da equação devem cair fora do círculo unitário.

A identificação do modelo será feita através da análise gráfica da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função Autocorrelação Parcial (FACP), sendo que é através desta última que podemos identificar a ordem do modelo, conforme a Figura 3.

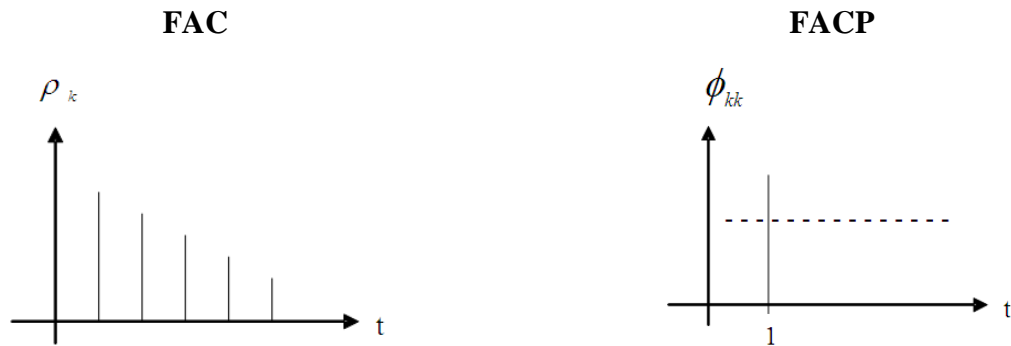


Figura 3 - Comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de um modelo $AR(1)$.

A Função de Autocorrelação decai exponencialmente, alternando ou não de sinal, e a Função de Autocorrelação Parcial (FACP) apresenta um corte rápido no *lag* significativo, indicando a ordem p do modelo.

- Modelo de Médias Móveis de ordem q – $MA(q)$

Define-se o modelo de médias móveis como a combinação do ruído branco e_t , no período presente e no período passado. Indica-se o modelo de médias móveis por $MA(q)$, em que q indica a ordem do modelo. E representa-se da seguinte forma:

$$\tilde{Z}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (52)$$

Colocando-se em evidência e_t na equação (52) e usando-se a notação de operadores, tem-se:

$$\tilde{Z}_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) e_t = \theta(B) e_t \quad (53)$$

Se $\theta(B)$ é o operador de médias móveis de ordem q então:

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (54)$$

Então, o modelo de médias móveis de ordem 1 ($q = 1$), pode ser escrito como:

$$MA(1): \tilde{Z}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} \quad (55)$$

e também o modelo de médias móveis de ordem 2 ($q = 2$):

$$MA(2): \tilde{Z}_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} \quad (56)$$

Neste caso, não existem restrições sobre os parâmetros θ_j , para que o modelo de médias móveis seja estacionário.

Pela análise gráfica da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função Autocorrelação Parcial (FACP) é feita a identificação do modelo e é a FAC que fornece a ordem do modelo, conforme a Figura 4.

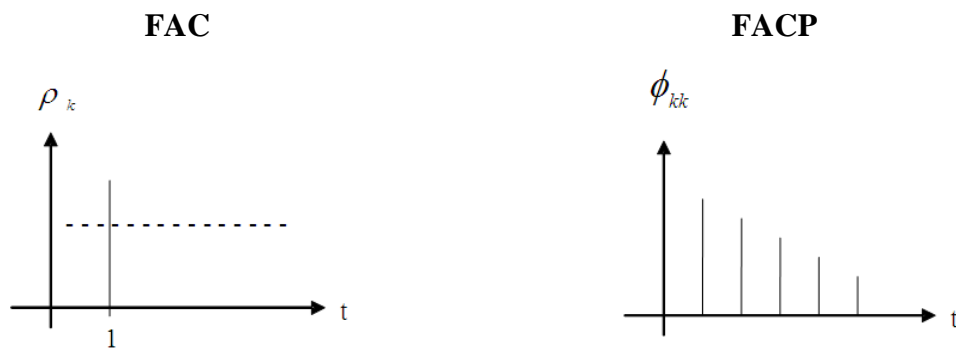


Figura 4 - Comportamento das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de um modelo $MA(1)$.

A função de autocorrelação apresenta um corte rápido no *lag* significativo, indicando a ordem q do modelo e a função de autocorrelação parcial decai exponencialmente, se todos os parâmetros forem positivos.

- Modelos Auto-regressivos e de Médias Móveis – ARMA(p, p)

Conforme Morettin e Tolo (2004), para muitas séries encontradas na prática, se quisermos um modelo com um número não muito grande de parâmetros, a inclusão de termos auto-regressivos e de média móveis é a solução adequada.

Os modelos Auto-regressivos e de Médias Móveis, $ARMA(p,q)$, são a combinação dos modelos Auto-regressivos $AR(p)$ e de Médias Móveis $MA(q)$.

Os modelos $ARMA(p, q)$, são representados na forma:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (57)$$

Se $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são os operadores auto-regressivos e de médias móveis, respectivamente, pode-se reescrever a equação (57) da seguinte forma:

$$\phi(B)\tilde{Z}_t = \theta(B)e_t \quad (58)$$

As condições de estacionariedade e invertibilidade são, respectivamente, que as raízes dos polinômios, $\phi(B)=0$ e $\theta(B)=0$ estejam fora do círculo unitário.

Para facilitar a identificação de um modelo, Box, Jenkins e Reinsel (1994), propuseram a utilização de Função de Autocorrelação Parcial FACP.

Seja ϕ_{kj} o j-ésimo coeficiente de um modelo $AR(k)$, de forma que ϕ_{kk} seja o último coeficiente. Sabe-se que:

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \phi_{k2}\rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-k}, \quad j = 1, \dots, k \quad (59)$$

Da equação (59), são obtidas as equações de Yule-Walker:

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} \\ \vdots & & & & \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix} \quad (60)$$

Resolvendo-se estas equações sucessivamente para $k = 1, 2, 3, \dots$ obtemos:

$$\begin{aligned}
\phi_{11} &= \rho_1, \\
\phi_{22} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \\
\phi_{33} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}
\end{aligned} \tag{61}$$

de modo geral:

$$\phi_{kk} = \frac{|\mathbf{P}_k^*|}{|\mathbf{P}_k|} \tag{62}$$

em que:

ϕ_{kk} : Função de Autocorrelação Parcial – FACP

\mathbf{P}_k : matriz de autocorrelações

\mathbf{P}_k^* : matriz de \mathbf{P}_k com a última coluna substituída pelo vetor de autocorrelações

Em particular, se considerarmos o modelo $ARMA(1, 1)$, onde $p = q = 1$, $\phi(B) = 1 - \phi B$ e $\theta(B) = 1 - \theta B$, é um modelo frequentemente usado e reduz-se a forma:

$$\tilde{Z}_t = \phi \tilde{Z}_{t-1} + e_t - \theta e_{t-1} \tag{63}$$

Por outro lado, substituindo-se $\tilde{Z}_{t-1}, \tilde{Z}_{t-2}, \dots$ na equação (57), pode-se escrever \tilde{Z}_t como um processo linear ou de médias móveis de ordem infinita:

$$\tilde{Z}_t = \psi(B) e_t \tag{64}$$

em que: $\psi_j = \phi^{j-1}(\phi - \theta)$, $j \geq 1$, no qual o processo será estacionário se $\sum \psi_j = (\phi - \theta) \sum \phi^{j-1} < \infty$, ou seja, $|\phi| < 1$.

O modelo $ARMA(1, 1)$, pode ser escrito na forma:

$$\pi(B)\tilde{Z}_t = e_t \quad (65)$$

onde os pesos $\pi_j = \theta^{j-1}(\phi - \theta)$, $j \geq 1$.

A condição de estacionariedade para um processo $ARMA(1, 1)$ é a mesma que para um processo $AR(1)$.

Logo, essas conclusões generalizam-se para um processo $ARMA(1, 1)$ qualquer.

A função de autocorrelação (FAC) do modelo $ARMA(p, q)$ são afetadas diretamente pelos parâmetros de médias móveis. Pode-se verificar que se $q < p$ a FAC consiste numa mistura de exponenciais e/ou de senóides amortecidas, se $q \geq p$, os primeiros $q - p - 1$ valores da FAC não seguem este padrão.

Com base no que se viu os modelos $AR(p)$, $MA(q)$ e $ARMA(p, q)$, apresentam as seguintes características para Função de Autocorrelação (FAC):

- modelo auto-regressivo de ordem $p - AR(p)$: a FAC é constituída por exponenciais, polinômios e/ou senóides amortecidas.
- modelo de médias móveis de ordem $q - MA(q)$: a FAC é finita, no sentido que ela apresenta um corte após o lag q ;
- modelo auto-regressivo e de médias móveis de ordem $p, q - ARMA(p, q)$: a FAC infinita em extensão, a qual decai de acordo com exponenciais e/ou senóides amortecidas após o lag $q - p$.

A Função de Autocorrelação Parcial (FACP) também apresenta algumas características que são:

- modelo auto-regressivo de ordem $p - AR(p)$: a FACP possui $\phi_{kk} \neq 0$, para $K \leq p$ e $\phi_{kk} = 0$ para $k > p$;
- modelo de médias móveis de ordem $q - MA(q)$: a FACP se comporta de maneira similar a FAC de um processo $AR(p)$, ou seja, exponenciais ou senóides amortecidas;
- modelo auto-regressivo e de médias móveis de ordem $p, q - ARMA(p, q)$: a FACP se comporta como a FACP de um processo MA puro.

Na Tabela 1, são apresentados resumidamente os padrões teóricos dos parâmetros da Função de Autocorrelação FAC e Função de Autocorrelação Parcial FACP dos modelos estacionários.

Tabela 1– Padrões teóricos das FAC e FACP adaptado de <http://www.uepa.br/prof/cmvserra/series-temporais/39.doc>

Processo	FAC	FACP
Ruído branco	$\rho_k = 0, \forall k$	$\phi_{kk} = 0, \forall k$
$AR(1)$: $\phi_1 > 0$	Queda exponencial direta $\rho_k = \phi_1^k$	$\phi_{11} = \rho_1$
$AR(1)$: $\phi_1 < 0$	Queda com Oscilação $\rho_k = \phi_1^k$	$\phi_{11} = \rho_1$ $\phi_{kk} = 0, \forall k \geq 2$
$AR(p)$	Queda em direção a zero. Coeficientes podem oscilar.	Apresenta pico na defasagem p , $\phi_{kk} = 0, \forall k > p$.
$MA(1)$: $\theta_1 > 0$	Pico positivo na defasagem 1 $\rho_k = 0, \forall k \geq 2$	Queda com oscilação $\phi_{11} > 0$
$MA(1)$: $\theta_1 < 0$	Pico negativo na defasagem 1 $\rho_k = 0, \forall k \geq 2$	Queda sem oscilação $\phi_{11} < 0$
$ARMA(1, 1)$: $\phi_1 < 0$	Queda exponencial começando na defasagem 1. Sinal $\rho_1 = \text{Sinal}(\phi_1 + \theta_1)$	Queda exponencial começando na defasagem 1. $\phi_{11} = \rho_1$, Sinal $\phi_{kk} = \text{Sinal} \phi_{11}$
$ARMA(p, q)$	Queda com oscilação começando na defasagem q	Queda com oscilação começando na defasagem p

onde:

ρ_k : autocorrelação;

ϕ_{kk} : autocorrelação parcial

k : defasagem das FAC e FACP

ϕ : coeficiente do processo $AR(p)$

θ : coeficiente do processo $MA(q)$

p : defasagem do processo AR

q : defasagem do processo MA

2.3.2 – Modelos não-estacionários

Grande parte das séries encontradas na prática apresenta alguma forma não-estacionária e, como a maioria dos procedimentos utilizados em séries temporais é para séries estacionárias, é necessário tomar um número d de diferenças finitas para atingir este estágio. Os modelos usados para séries com este comportamento são os modelos $ARIMA$ e $SARIMA$.

Considere uma série Z_t não estacionária, porém se:

$$W_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t = \Delta Z_t \quad (66)$$

A série W_t é estacionária.

- Modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis – *ARIMA*(p, d, q)

Esse tipo de modelo é o caso mais geral dos modelos Box e Jenkins abrangendo todos os outros já vistos.

Seja Z_t uma série não-estacionária, se $W_t = \Delta^d Z_t$ for estacionária, então se pode representar W_t por um modelo *ARMA*(p, q), ou seja,

$$\phi(B)W_t = \theta(B)e_t \quad (67)$$

Se W_t for uma diferença de Z_t , então Z_t é uma integral de W_t . Diz que Z_t é um modelo Auto-regressivo Integrado de Médias Móveis ou *ARIMA* de ordem (p, d, q), ou simplesmente *ARIMA*(p, d, q):

$$\phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)e_t \quad (68)$$

em que: p e q são as respectivas ordens de $\phi(B)$ e $\theta(B)$.

Na equação (67) todas as raízes $\phi(B)$ estão fora do círculo unitário, por isso podemos escrever:

$$\varphi(B)Z_t = \theta(B)e_t \quad (69)$$

onde $\varphi(B)$ é um operador auto-regressivo não estacionário, de ordem $p + q$, com d raízes iguais a um (sobre o círculo unitário). E as restantes p fora do círculo unitário, isto é,

$$\varphi(B) = \phi(B)\Delta^d = \phi(B)(1 - B)^d \quad (70)$$

Nota-se que é indiferente escrever $\varphi(B)Z_t$ ou $\varphi(B)\tilde{Z}_t$, pois $\Delta^d Z_t = \Delta^d \tilde{Z}_t$ para $d > 1$.

- Modelo sazonal auto-regressivo integrado de médias móveis – $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$

Os modelos sazonais são uma combinação dos modelos *ARIMA* mais a sazonalidade, representado, por *SARIMA* (auto-regressivo integrado sazonal de médias móveis). Este modelo pode ser escrito como *SARIMA* ($p, d, q)(P, D, Q)$, em que as letras minúsculas representam a ordem e a diferenciação do modelo *ARIMA*, e as letras maiúsculas representam a ordem e a diferenciação sazonal.

Segundo Farias, Rocha, Lima (2000), os modelos *ARIMA* exploram as autocorrelações entre os valores da série em instantes sucessivos, mas quando os dados são observados em períodos inferiores há um ano, a série também pode apresentar autocorrelação para uma estação de sazonalidade “s”. Os modelos que completam as séries que apresentam autocorrelações sazonais são os modelos *SARIMA*. Esses modelos apresentam uma parte não-sazonal com parâmetros p, d, q , e uma parte sazonal com parâmetros P, D, Q . Os modelos *SARIMA* ($p, d, q)(P, D, Q)$ é representado por:

$$\begin{aligned} & (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) (1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_{pS} B^{pS}) Z_t = \\ & (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) (1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_{qS} B^{qS}) e_t \end{aligned} \quad (71)$$

onde:

Φ e Θ : são os parâmetros do modelo sazonal

S : período sazonal

Para esses autores, as séries temporais apresentam comumente padrões de comportamento periódico, ou seja, repetem-se a cada “s” período de tempo ($s > 1$). Um dos casos mais comuns de dados periódicos é a série sazonal, sendo aquela em que existe o período de repetição. As séries temporais sazonais, em geral, exibem intervalos de tempo de um mês ($s = 1$) e períodos anuais ($s = 12$), mas é possível ocorrer casos em que o período é trimestral ($s = 4$). O tratamento das séries temporais sazonais é normalmente feito usando-se o componente sazonal como fator de ajustamento.

Em geral uma diferença sazonal é representada por Δ_d . A diferenciação da série temporal em termos não sazonal e sazonal tem por objetivo torna-la estacionária, para se seja possível a aplicação da metodologia Box e Jenkins.

Box e Jenkins (1976) generalizaram o modelo *ARIMA* para lidar com a sazonalidade e definiram um modelo *ARIMA* sazonal multiplicativo, denotado por *SARIMA*, e representador por

$$\phi(B)\Phi(B^s)\Delta^d\Delta_s^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^s)e_t \quad (72)$$

em que:

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$: operador auto-regressivo de ordem p ;

$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps}$: operador auto-regressivo sazonal o ordem P ;

$\Delta^d = (1 - B)^d$: operador diferença sazonal e d é o número de diferenças;

$\Delta_s^D = (1 - B^s)^D$: operador diferença generalizado e D é o número de diferenças sazonais;

$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$: operador de médias móveis de ordem q ;

$\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$: operador de médias móveis sazonal de ordem Q .

2.3.3 – Estágios do ciclo iterativo

Conforme mencionado anteriormente, os estágios do ciclo iterativo do método Box e Jenkins são a identificação, a estimação, a verificação e a previsão, dado que a classe geral do modelo *ARIMA* foi especificada.

A Figura 5 ilustra a estratégia utilizada para a construção de modelos, pela metodologia Box e Jenkins.



Figura 5 - Ciclo iterativo adaptado de Box e Jenkins (1976)

- **Identificação do modelo:** nesta fase é pesquisada qual a classe de modelos é adequada ao estudo por meio de um exame detalhado da série, em que se verifica a condição de estacionariedade, reconhecidas as estruturas comportamentais como a tendência, a sazonalidade, a periodicidade. O objetivo da identificação é determinar os valores de p , d , q do modelo $ARIMA(p,d,q)$ e os valores de P , D , Q , quando a série apresentar sazonalidade. As ferramentas mais utilizadas para identificar os parâmetros são a Função de Autocorrelação (FAC) e a Função de Autocorrelação Parcial (FACP). Segundo Morettin e Tolo (2004), esta é a fase mais crítica da utilização da metodologia Box e Jenkins, devido à forma complicada da FAC e FACP. Vários pesquisadores podem identificar modelos diferentes para uma mesma série, demandando, portanto, um pouco de experiência.

- **Estimação dos parâmetros:** ao se identificar um modelo provisório para a série temporal, o próximo passo é identificar seus parâmetros e, os métodos utilizados são: por máxima verossimilhança e por mínimos quadrados. Para a estimação por máxima verossimilhança, é necessário admitir, inicialmente, que os ruídos brancos têm distribuição normal.

- **Verificação:** consiste em verificar se o modelo estimado ajusta-se adequadamente à série em estudo. Existe a possibilidade de encontrarmos vários modelos concorrentes à série temporal, em que somente um deve ser o escolhido. Por isso é necessário estabelecer critérios de decisão, os mais utilizados são: *Akaike Information Criterion* – AIC, e *Schwartz Bayesian Criterion* – SBC.

Os critérios AIC e SBC são calculados, respectivamente, por:

$$AIC = T \ln(SQR) + 2n \quad (73)$$

e

$$SBC = T \ln(SQR) + n \ln(T) \quad (74)$$

em que:

SQR : soma do quadrado dos resíduos;

n : número de parâmetros estimados;

T : número de observações utilizadas.

O critério AIC, criado por Akaike, em 1974, estabelece que o modelo ótimo para uma série temporal é aquele que minimiza o AIC. Já o critério SBC, criado por Schwartz, em 1978, vem a ser um refinamento do critério AIC, desenvolvido justamente para resolver o problema encontrado nele.

Nesta fase, observa-se também a análise dos resíduos. Se o modelo estiver adequadamente especificado, os resíduos estimados devem comportar-se como um ruído branco, com distribuição

normal de média zero e variância $\frac{1}{n}$.

- **Previsão:** obtido o modelo ajustado e, conseqüentemente as estimativas dos parâmetros, parte-se para a utilização do modelo em previsão. Esta é a última etapa da metodologia de Box e Jenkins. A previsão de Z_{t+h} , para $h = 1, 2, 3, \dots$ é denotada por $\hat{Z}_t(h)$ e é definida como a esperança condicional de Z_{t+h} , dados todos os valores passados, ou seja,

$$\hat{Z}_t(h) = [Z_{t+h}] = E[Z_{t+h} | Z_t, Z_{t-1}] \quad (75)$$

O erro de previsão é definido por:

$$e_t(h) = Z_{t+h} - \hat{Z}_t(h) \quad (76)$$

em que Z_{t+h} é o valor real e $\hat{Z}_t(h)$ é o valor previsto.

Nesse capítulo, foi visto toda a teoria necessária para desenvolvimento da pesquisa, e, no próximo serão mostrados as etapas necessárias para a execução do trabalho.

3 - METODOLOGIA

Neste capítulo serão apresentadas as etapas necessárias para a execução da pesquisa.

- Descrição dos dados

A série de dados utilizada neste estudo é oriunda da rodada climática de controle de um modelo global acoplado de previsão gentilmente cedido pelo “British Atmospheric Data Centre – BADC”, conforme mostra a Figura 6. São séries diárias de temperatura média e precipitação igualmente espaçados com 1 ponto de grade a cada $3,75^\circ$ em longitude (leste – oeste) e $2,5^\circ$ em latitude (norte – sul), no período de janeiro 1970 até dezembro 2006. Maiores informações a respeito do modelo podem ser encontradas em <http://badc.nerc.ac.uk/data/hadcm3-control/>.

Além disso, na fase inicial do projeto foram utilizados dados medidos de precipitação da estação Meteorológica do Instituto Nacional de Meteorologia que se localiza na UFSM.

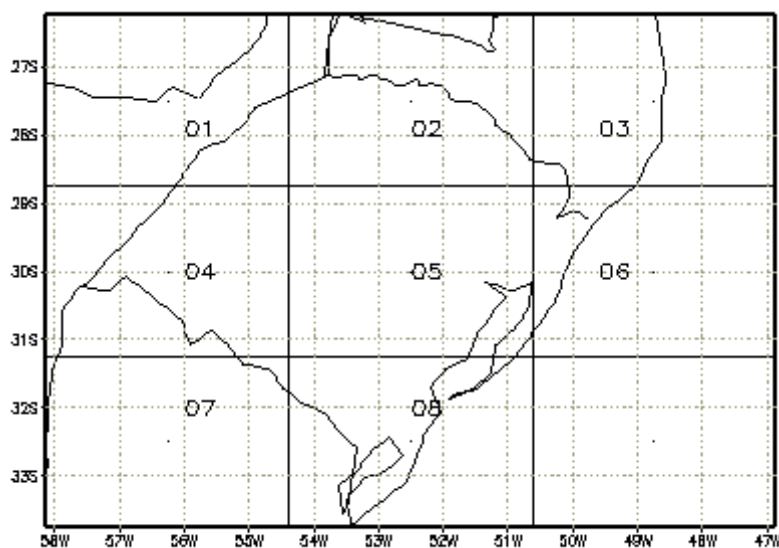


Figura 6 – As oito regiões analisadas do Rio Grande do Sul.

Como primeiro teste dos modelos a serem empregados foram utilizados dados diários de precipitação e de temperatura que se mostraram adequados, no entanto as séries eram muito longas (37 anos x 365 dias). Os dados diários representam bem as características da série contendo informações de várias frequências, incluindo fenômenos como frentes frias (escala de alguns dias) ou eventos como o El Niño (escala de anos). Desta maneira decidiu-se converter as séries em valores mensais retirando-se assim as informações de escala mais rápida.

Para as séries de dados optou-se por usar a convenção meteorológica, ou seja, o acumulado do mês para precipitação e a média mensal para temperatura.

Cera e Ferraz, 2007 realizaram uma caracterização climatológica da precipitação no Rio Grande do Sul, mostrando diferentes regimes climáticos no estado. Na figura 7, são apresentados seus principais resultados.

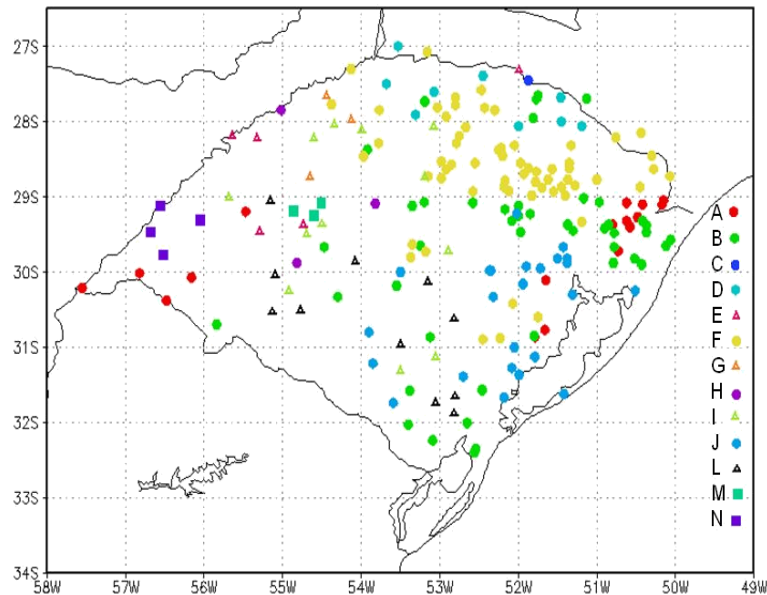


Figura 7- Regimes de precipitação do Rio Grande do Sul adaptado de Cera e Ferraz, 2007

Baseado nos resultados encontrados em Cera e Ferraz (2007) as regiões deste estudo apresentam aproximadamente as seguintes características quanto à precipitação:

- Região 1: precipitação igualmente distribuída o ano todo;
- Região 2 e 3: Chuvosa na primavera e seca de março a agosto;
- Região 4: Chuvosa no verão, mas com máximos valores no outono;
- Região 5: Chuvosa no verão e inverno;
- Região 6: Na região costeira é seca no outono e chuvosa no verão e inverno e no interior do continente é seca no inverno;
- Região 7: Não foi estudada;
- Região 8: Seca no outono, chuvosa no inverno e verão.

- Análise descritiva

Para cada região, realizou-se a análise descritiva dos dados. Utilizaram-se as medidas descritivas: média, moda, desvio padrão e coeficiente de variação. Desta maneira, investigando se houve alguma modificação de uma região para outra. Nesta etapa do trabalho foi utilizado o EXCEL 2003.

- Densidade Espectral

Nesta etapa do trabalho, foi utilizado o software *ORIGIN 7.5* para construir os gráficos e o software FORTRAN para fazer os cálculos. Objetivando detectar a presença de ciclos ou oscilações e suas frequências nas séries em estudo. Traçou-se os respectivos gráficos de cada uma das regiões para melhor visualização dos espectros.

- Modelagem das séries por meio da Metodologia Box e Jenkins

Nesta fase, foi realizada a identificação do modelo, estimação dos parâmetros, verificação, validação do modelo e previsão. Procedeu-se a estimação dos possíveis modelos concorrentes para representar as séries. Traçaram-se os gráficos das séries originais em estudo, de forma a identificar algumas características especiais como tendência, sazonalidade e estacionariedade. As FAC e FACP foram calculadas e grafadas, a fim de se investigar a possível categoria do modelo e a estacionariedade das séries.

Encontraram-se vários modelos que poderiam descrever o fenômeno em estudo, os quais, investigando os seus resíduos, apresentaram ruído branco. Para optar pelo modelo mais adequado, foram utilizados os critérios do AIC e SBC, onde o menor valor do AIC e/ou SBC sinalizou para o modelo mais propício para as previsões desejadas. Também se levou em consideração o modelo mais parcimonioso, facilitando, assim, a escolha do modelo mais adequado para as séries em estudo e tornar possível as previsões necessárias. Nesta etapa foi utilizado o software STATISTICA 7.1.

Dessa maneira, pretende-se, ao desenvolver este estudo, mostrar a aplicabilidade dos modelos Box e Jenkins na previsão de curto prazo da precipitação e temperatura das oito regiões do Rio Grande do Sul.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo será aplicada a metodologia e os conceitos e revisões realizados nos capítulos anteriores.

Para a execução deste trabalho o estado do Rio Grande do Sul foi dividido em oito regiões igualmente espaçadas, em que as variáveis precipitação e temperatura são estudadas. Após a obtenção dessas variáveis, foram analisadas as pressuposições básicas para a aplicação da análise de séries temporais.

Para a aplicação da Metodologia Box e Jenkins, utilizou-se uma amostra formada de 444 observações para cada uma das oito regiões, do mês de janeiro de 1970 ao mês de dezembro de 2006, do Rio Grande do Sul.

Objetivando uma boa discussão dos resultados realizou-se a análise região por região.

4.1 Região RS01

A região RS01 está localizada geograficamente em uma área de planalto, constituído predominantemente de áreas campos arbustivos. Os principais municípios que compõem esta região são: São Borja, Santa Rosa, São Luiz Gonzaga, Santo Ângelo e Santo Antônio das Missões e sua principal atividade produtora é o plantio de soja e milho, e a produção de leite.

- Análise descritiva

Neste caso, utilizaram-se as medidas descritivas, como média, moda, desvio-padrão e coeficiente de variação para as variáveis precipitação e temperatura da região RS01, conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2– Medidas descritivas da região RS01 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	101,56	17,30
Moda	170	21,80
Desvio Padrão	64,71	4,05
Coeficiente de variação (%)	63,71	23,43

O grau, no qual os dados numéricos tendem a dispersar-se em torno de um valor médio chama-se variação ou dispersão desses dados. Essa variação pode ser calculada através das

chamadas medidas de dispersão. Uma das medidas aqui utilizada foi o coeficiente de variação de Pearson. Basicamente este coeficiente mede a dispersão em torno da média aritmética em termos relativos, ele pode ser calculado através da razão entre o desvio padrão e a média. Quando o valor do coeficiente de variabilidade for menor que 50%, a dispersão dos dados em torno da média aritmética será significativa, ou seja, mais representativa será a média aritmética.

Nos resultados encontrados vemos que o coeficiente de variação de Pearson para a temperatura é bem menor do que a precipitação. Desse modo, vê-se que para a temperatura o coeficiente é bem abaixo de 50%, revelando que a média é significativa para esta variável. O contrário acontece para a precipitação. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm variabilidade bem menor do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão, e também pode ser visto na Figura 8.

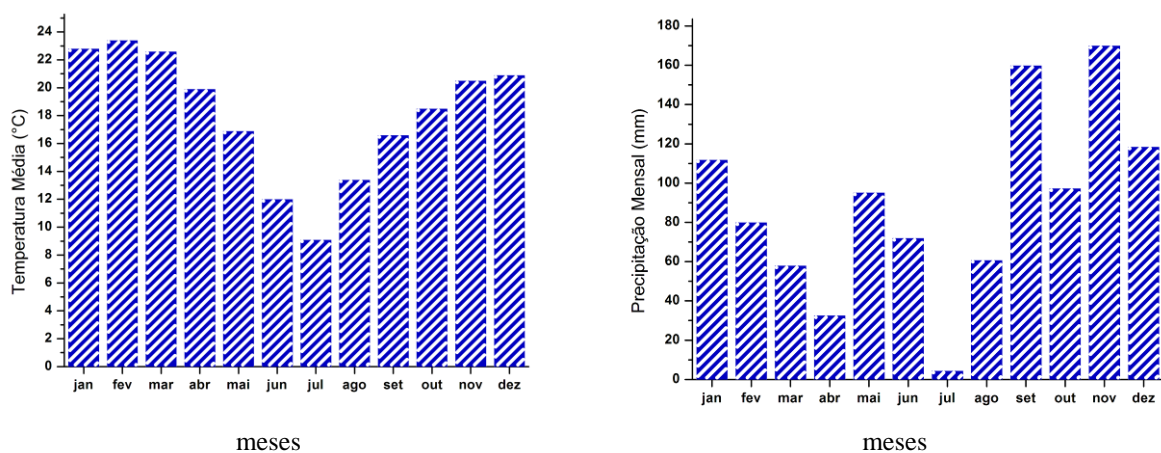


Figura 8 – Representação gráfica da região RS01

Essas medidas descritivas também serão analisadas nas outras regiões.

- Densidade Espectral

Como visto anteriormente a análise espectral tem por objetivo mostrar frequências significativas na série em estudo. Algumas frequências são normalmente encontradas quando são analisados dados meteorológicos, são elas: pico anual (frequência de 1 ano) ou semi-anual (pico de 6 meses). Outras comumente encontradas são aquelas em escala bem rápida (2 a 10 dias)

relacionadas a eventos como ondas de leste ou frente frias, sendo este último muito importante na região de estudo.

Freqüências mais lentas também muitas vezes aparecem em dados meteorológicos, por exemplo, aquelas relacionadas com fenômenos El Niño cujo período de atuação pode variar de 2 a 7 anos. O estado do Rio Grande do Sul tem a sua precipitação e temperatura fortemente alterada por eventos como este, então se espera que os resultados mostrem o sinal do El Niño em seu espectro.

Além destas podem aparecer freqüências relacionadas a outros fenômenos, como oscilações na escala intra-sazonal (20 a 90 dias) ou escalas temporais muito lentas (10 a 30 anos).

Nas análises aqui realizadas foram consideradas duas janelas temporais (lag): 24 meses (para maximizar as freqüências existentes entre 1 mês e 2 anos) e 10 anos. Sendo esta última aplicada a dados filtrados com um filtro passa banda de 15 meses. Isto é, serão retidas apenas freqüências entre 15 meses e 10 anos.

Com um “lag” temporal de 24 meses, o cálculo foi feito apenas com os dados mensais, ou seja, 12 valores por ano vezes 37 anos, igual aos 444 valores da amostra.

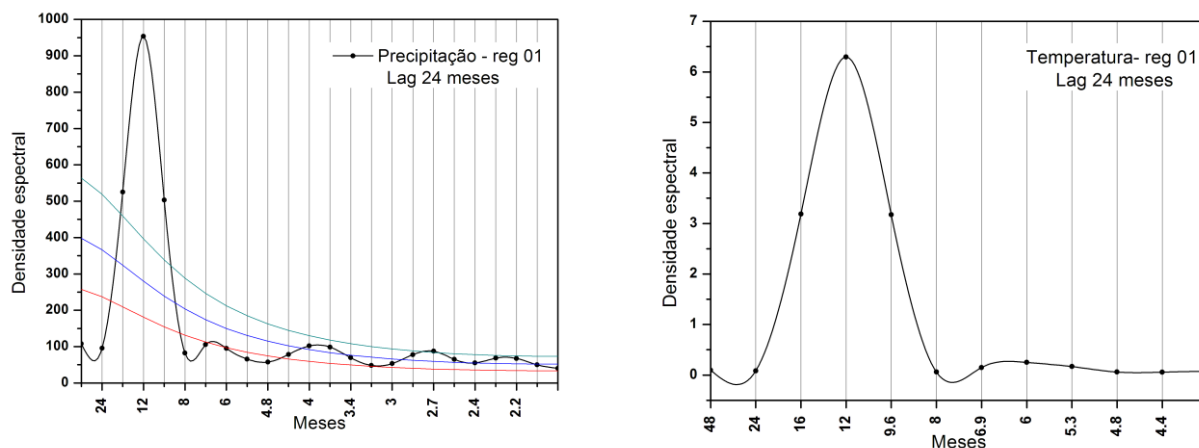


Figura 9 – Densidade espectral da região RS01 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Observa-se, pela Figura 9, que os picos significativos para precipitação são de 12 meses (ciclo anual) e 2,7 meses (ciclo sazonal) e para a temperatura o pico significativo é de apenas 12 meses (ciclo anual).

Para o “lag” temporal de 120 meses, o cálculo foi feito com os dados mensais filtrados utilizando o filtro de Lanczos (Duchon, 1979), de modo a reter informações apenas maiores que 1 ano.

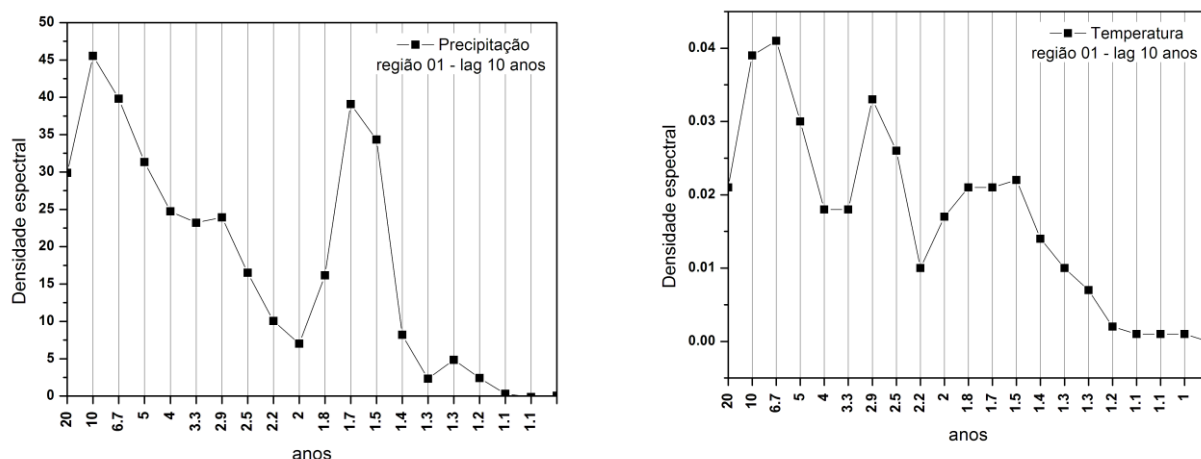


Figura 10– Densidade espectral da região RS01 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

Nota-se, pela Figura 10, que os picos significativos para precipitação são de 10 anos (ciclo decadal) e 1,7 anos (ciclo quase bienal) e para a temperatura os picos significativos são de 6,7 anos, 2,9 anos (ambos El Niño) e 1,5 anos (ciclo quase bienal).

Estas análises também serão feitas para as outras regiões, ressaltando somente os resultados encontrados para cada uma delas.

- Análise de Séries Temporais

A metodologia Box e Jenkins será aplicada baseada na construção do ciclo iterativo, seguindo as fases de identificação, estimação, verificação e previsão. As análises realizadas a seguir serão divididas nas variáveis precipitação e temperatura para todas as oito regiões.

- Precipitação

Inicialmente foi construído o gráfico da série original com o objetivo analisar o comportamento da série de precipitação da região RS01, conforme mostrado na Figura 11.

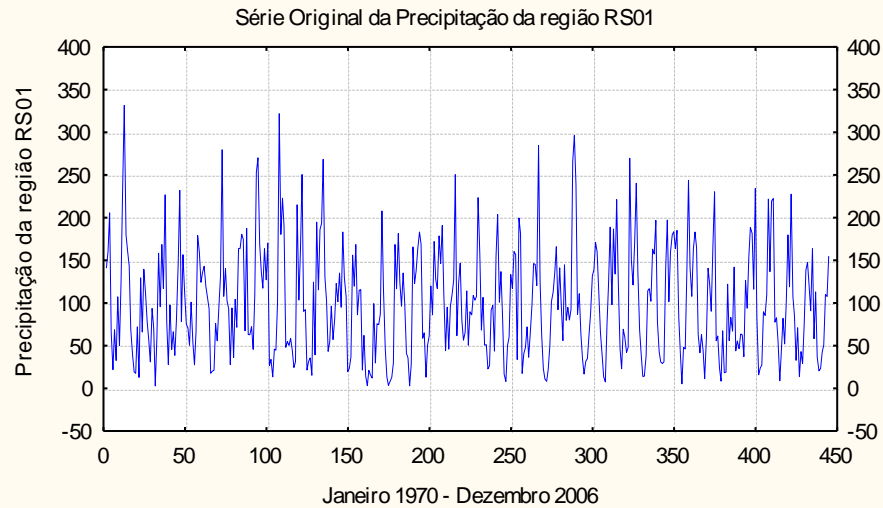


Figura 11– Representação gráfica da série original da precipitação da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Através da análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária. A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS01 são exibidos na Figura 12.

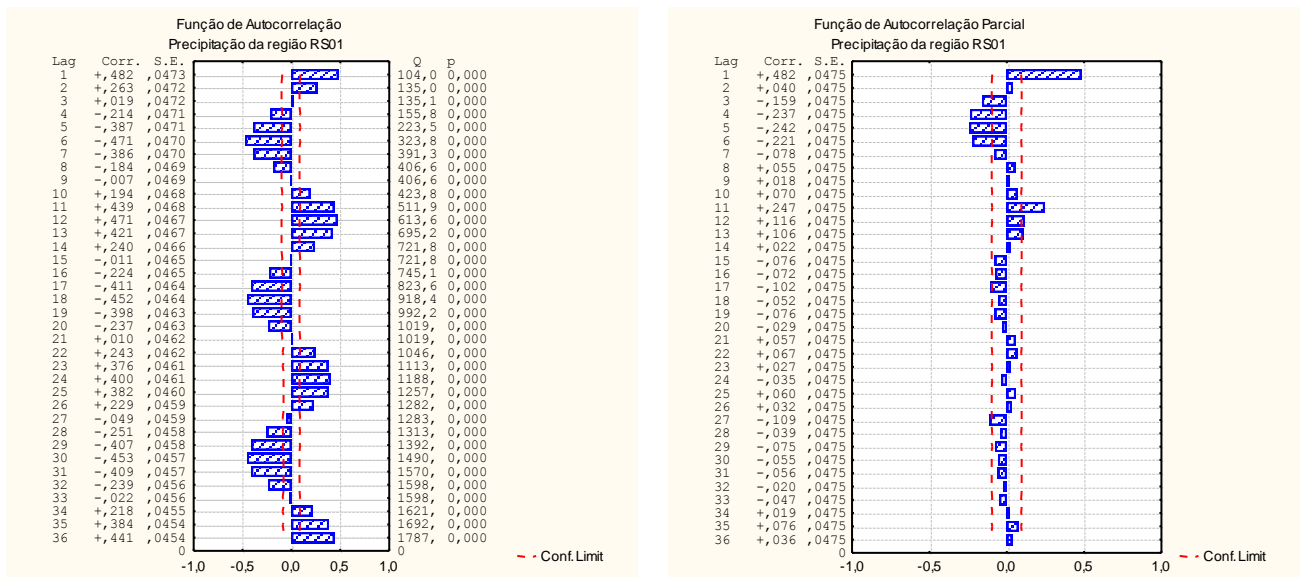


Figura 12– Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Por meio da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho semelhante a uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) foi aplicado para verificar se existe tendência na série em estudo. Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Analisa-se o teste de Mann Kendall para verificar sinal da tendência (S), para $S > 0$ tendência positiva e para $S < 0$ tendência negativa.

Tabela 3– Valores do teste de Mann Kendall da região RS01 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	16
Outono	-37
Inverno	-100
Primavera	-54

Na variável precipitação observam-se: no verão a tendência positiva e no outono, no inverno e na primavera a tendência é negativa.

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, também foi realizado para examinar se existe sazonalidade. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 0,8008$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 13, segue o gráfico da série original e diferenciada.

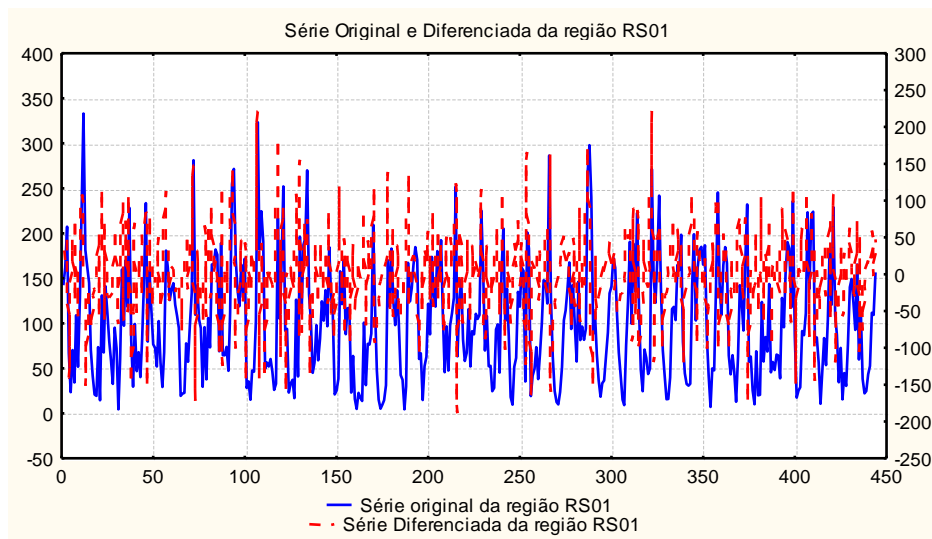


Figura 13– Série Original e Diferenciada da região RS01 na variável precipitação

Observa-se, pela Figura 13, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 4, observa-se os modelos encontrados para a precipitação da região RS01, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA (1,0,1)(0,1,1)₁₂*, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 4 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS01

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (0,1,1) (1,1,2) ₁₂	$\theta_1 = 0,8601$ $\Phi_1 = -0,9628$ $\Theta_1 = -0,1101$ $\Theta_2 = 0,8717$	0,0297 0,0501 0,0441 0,0385	0,0000 0,0000 0,0129 0,0000	2175,14	2191,41
SARIMA (0,1,2) (1,1,2) ₁₂	$\theta_1 = 0,7606$ $\theta_2 = 0,1221$ $\Phi_1 = -0,9648$ $\Theta_1 = -0,1142$ $\Theta_2 = 0,8639$	0,0503 0,0523 0,0535 0,0479 0,0417	0,0000 0,0199 0,0000 0,0175 0,0000	2171,64	2191,97
SARIMA (1,1,2) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = -0,9281$ $\theta_1 = -0,0941$ $\theta_2 = 0,8481$ $\Theta_1 = 0,7966$	0,0416 0,0373 0,0333 0,0290	0,0000 0,0121 0,0000 0,0000	6033,22	6049,48
SARIMA (0,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8591$ $\Theta_1 = 0,8783$	0,0297 0,0199	0,0000 0,0000	2174,20	2182,33
SARIMA (1,0,1) (0,1,1)₁₂	$\phi_1 = 0,8270$ $\theta_1 = 0,6785$ $\Theta_1 = 0,8723$	0,1017 0,1361 0,0208	0,0000 0,0000 0,0000	2161,85	2174,06

O passo seguinte é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 14, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP residual aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

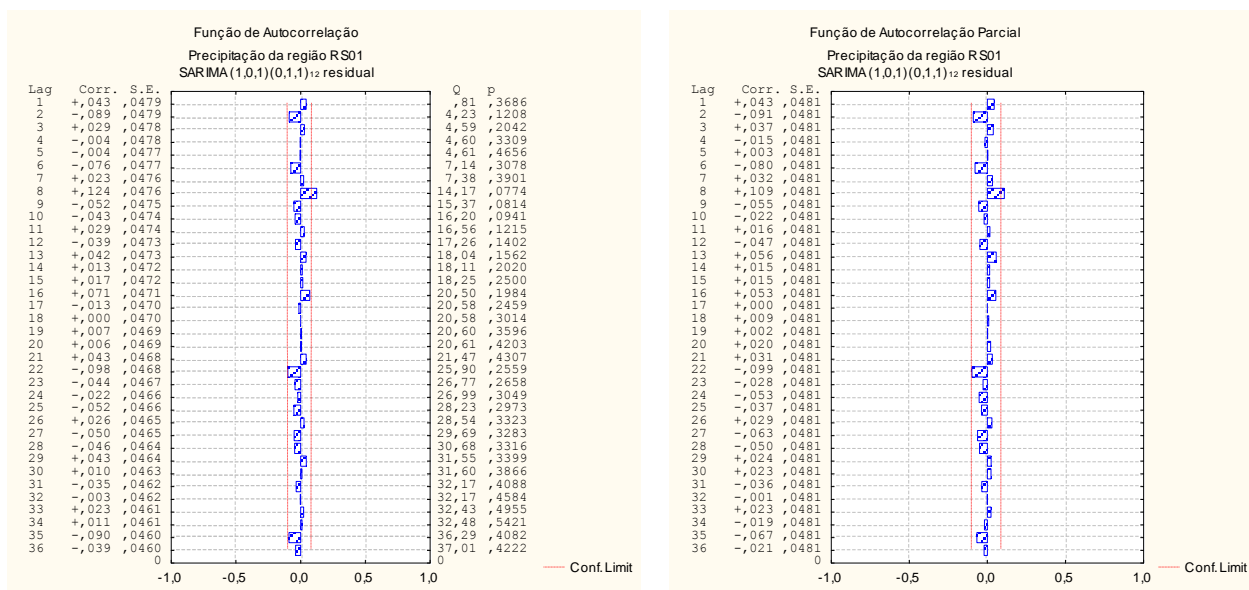


Figura 14 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS01 é representado por:

$$(1 - 0,8270B)(1 - B)Z_t = (1 - 0,6785B)(1 - 0,8723B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 5 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS01, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	144,89	110,68	45,85	457,83
Fev/07	153,75	58,73	48,04	491,99
Mar/07	95,01	144,74	29,44	306,65
Abr/07	65,49	48,04	20,17	212,59
Mai/07	37,62	10,48	11,54	122,62
Jun/07	23,18	7,34	7,09	75,75
Jul/07	36,37	29,98	11,11	119,07
Ago/07	45,60	78,45	13,91	149,50
Set/07	72,70	86,88	22,16	238,55
Out/07	123,55	243,60	37,63	405,62
Nov/07	134,83	147,68	41,05	442,82
Dez/07	136,12	137,69	41,43	447,19

Na Figura 15, observa-se o gráfico das previsões da precipitação, para os meses de janeiro à dezembro de 2007, como acima representado pela Tabela 5.

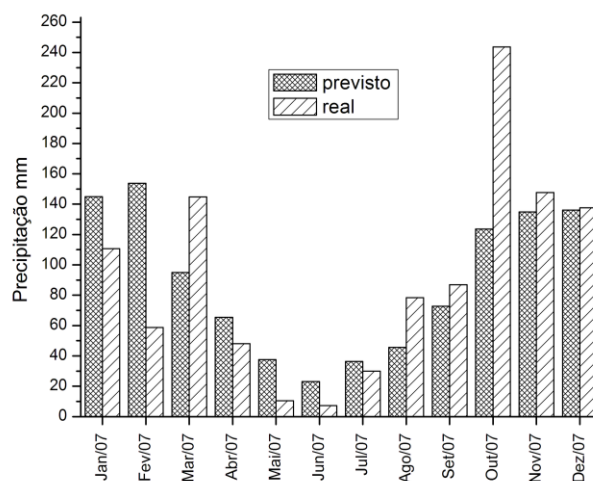


Figura 15– Série Original e Previsão da região RS01 para o ano de 2007

Comparando os valores previstos com os valores reais, conclui-se que a metodologia Box e Jenkins conseguiu em alguns meses captar bem o padrão encontrado na série em estudo, podemos destacar os meses de novembro e dezembro. Porém em outros meses a diferença entre o real e o previsto foi bem expressiva, como pode ser visto no mês de outubro. Conforme visto na Tabela 5, a previsão encontra-se dentro dos limites de confiança do modelo.

- Temperatura

Na Figura 16 é apresentado o gráfico da série original da temperatura no Rio Grande do Sul na região RS01, com o objetivo de mostrar o comportamento da série original:

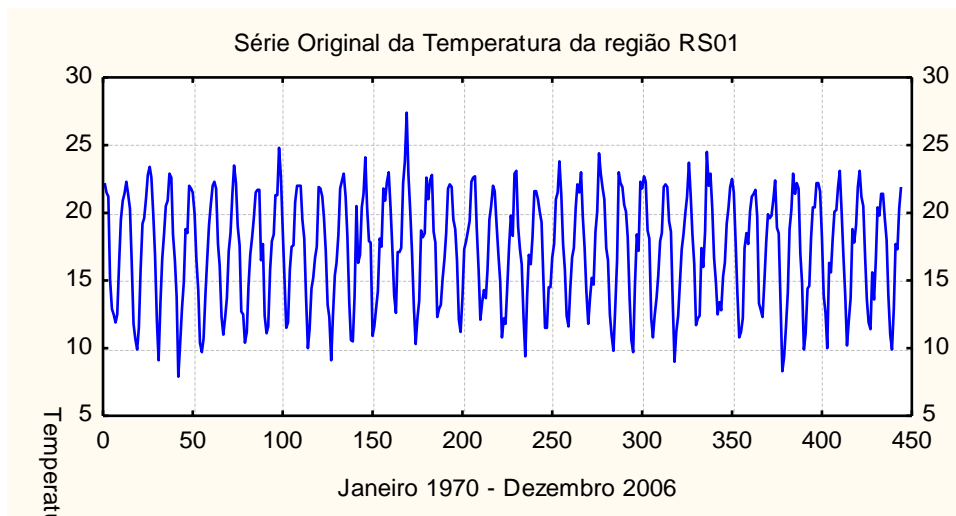


Figura 16 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária. A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS01 são exibidos na Figura 17.

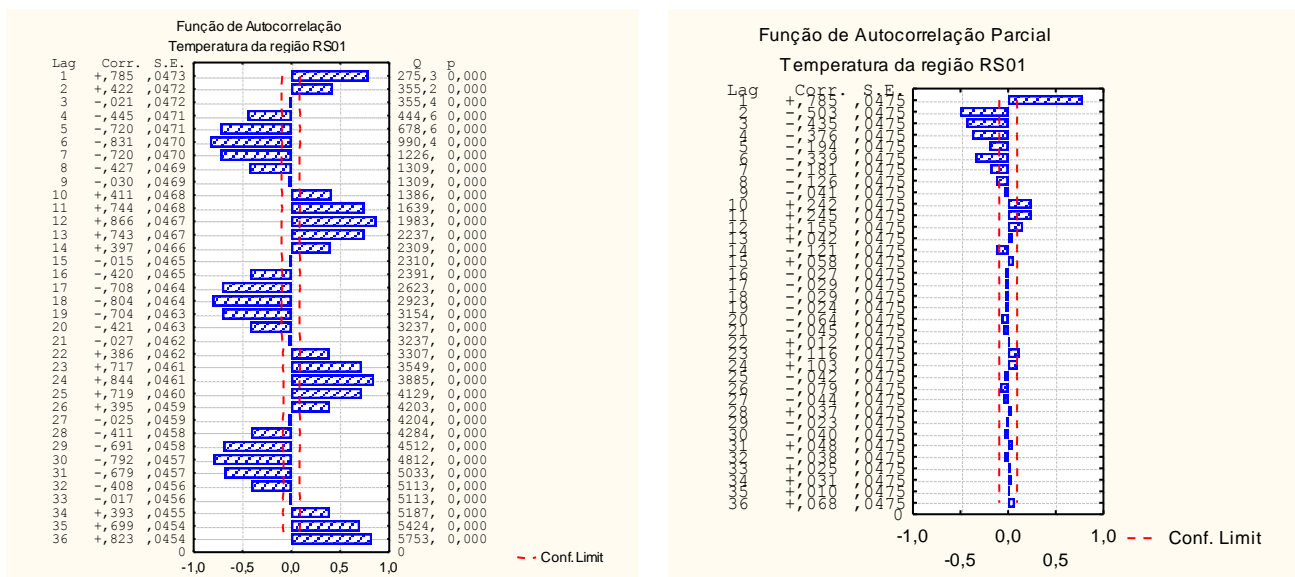


Figura 17 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS01, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho semelhante a uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) foi aplicado para verificar se existe tendência na série em estudo. Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Analisa-se o teste de Mann Kendall pelo sinal das tendências (S), para $S > 0$ tendência positiva e para $S < 0$ tendência negativa.

Tabela 6 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS01 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-79
Outono	-3
Inverno	110
Primavera	59

Na variável temperatura observa-se que no verão e no outono tem-se tendência negativa e no inverno e na primavera a tendência é positiva.

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, também foi realizado para examinar se existe sazonalidade. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 18, segue o gráfico da série original e diferenciada.

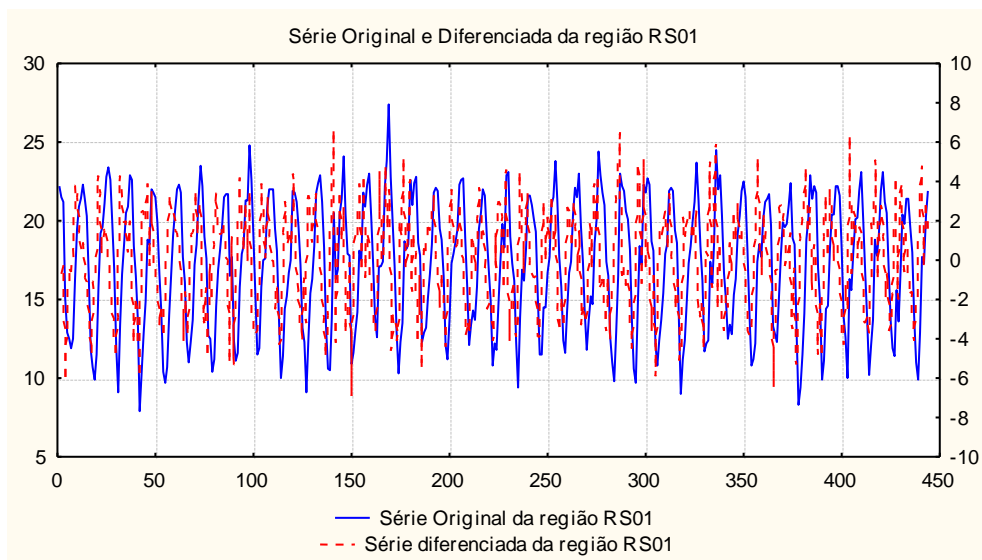


Figura 18 – Série Original e Diferenciada da região RS01 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 18, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 7, observa-se os modelos encontrados para a temperatura da região RS01, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA (0,0,1) (0,1,1)₁₂*, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 7 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS01

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (0,0,1) (0,1,1)₁₂	$\theta_1 = -0,2545$ $\Theta_1 = 0,8448$	0,0461 0,0255	0,0000 0,0000	541,01	549,14
SARIMA (1,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,2527$ $\theta_1 = 0,9879$ $\Theta_1 = 0,8364$	0,0476 0,0068 0,0255	0,0000 0,0000 0,0000	2906,36	2918,56
SARIMA (1,0,3) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = -0,5411$ $\theta_1 = -0,7945$ $\theta_2 = -0,2179$ $\theta_3 = -0,1264$ $\Theta_1 = 0,8342$	0,2656 0,2652 0,0912 0,0461 0,0258	0,0422 0,0029 0,0174 0,0063 0,0000	2907,14	2927,49
SARIMA (1,0,0) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,2539$ $\Theta_1 = 0,8397$	0,0468 0,0251	0,0000 0,0000	2906,21	2914,34
SARIMA (0,1,2) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,7522$ $\theta_2 = 0,2305$ $\Theta_1 = 0,8393$	0,0459 0,0459 0,0255	0,0000 0,0000 0,0000	2908,96	2921,15

O próximo passo é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 19, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Pode-se afirmar que o modelo é significativo, pois a FAC e FACP residual aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade.

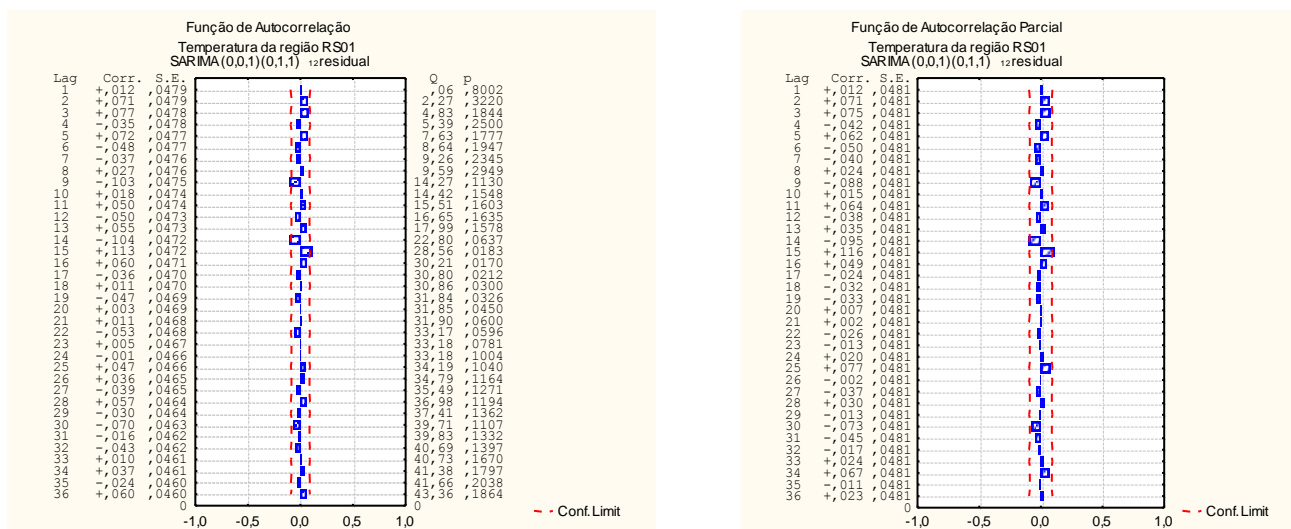


Figura 19 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a temperatura da região RS01 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 + 0,2545B)(1 - 0,8448B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 8 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS01, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	22,07	21,61	18,50	26,33
Fev/07	22,08	22,00	18,40	26,49
Mar/07	20,44	22,55	17,03	24,52
Abr/07	17,74	17,17	14,78	21,28
Mai/07	14,07	17,34	11,73	16,89
Jun/07	11,04	13,19	9,21	13,25
Jul/07	11,07	10,10	9,22	13,28
Ago/07	13,75	13,87	11,46	16,50
Set/07	15,99	15,23	13,33	19,18
Out/07	17,59	17,19	14,66	21,11
Nov/07	19,76	17,71	16,47	23,70
Dez/07	21,12	20,23	17,60	25,34

Na Figura 20, observa-se o gráfico das previsões da temperatura, para os meses de janeiro a dezembro de 2007, como acima representado pela Tabela 8.

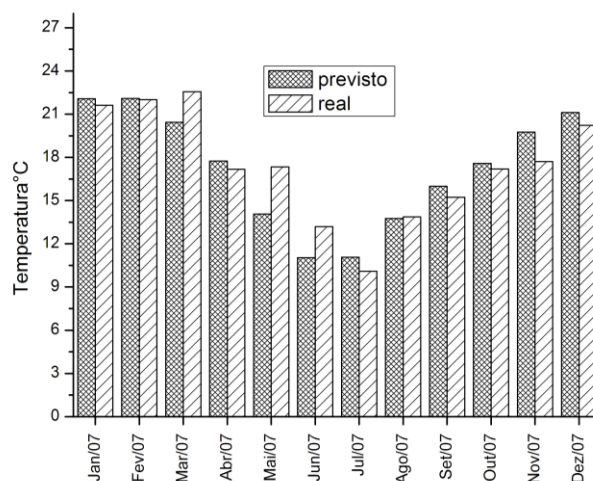


Figura 20 – Série Original e Previsão da região RS01 para o ano de 2007

Conforme visto na figura 20, a previsão para temperatura mostra excelentes resultados, com destaque para o mês de fevereiro, cuja diferença entre o previsto e o real é de apenas 0,08°C. Valores este que pode ser considerado ideal, pois é menor que a precisão dos instrumentos meteorológicos.

4.2 Região RS02

A região RS02 está localizada no norte do estado, geograficamente em uma área de planalto, constituído predominantemente de florestas remanescentes (são formações arbóreas densas com estratos superpostos) e de uma zona agrícola de uso intensivo no verão e no inverno. Os principais municípios que compõem esta região são: Passo Fundo, Erechim, Cruz Alta, Panambi, Carazinho, Palmeira das Missões, Vacaria, Ijuí e Marau. Existe predominância no cultivo de soja, milho e trigo.

- Análise descritiva

Na Tabela 9, os resultados encontrados para a região RS02, vê-se que o coeficiente de variação de Pearson para a temperatura é bem menor que 50%, o que revela ser a média ser significativa para esta variável. No entanto, para a precipitação não é significativo. Esse resultado

era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão.

Tabela 9 – Medidas descritivas da região RS02 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	118,52	16,82
Moda	156,20	17,50
Desvio Padrão	65,45	4,25
Coeficiente de variação (%)	55,23	25,28

- Densidade Espectral

Pela Figura 21, observa-se que o pico significativo para precipitação é de 12 meses (ciclo anual). Para a temperatura o pico significativo também é de apenas 12 meses (ciclo anual).

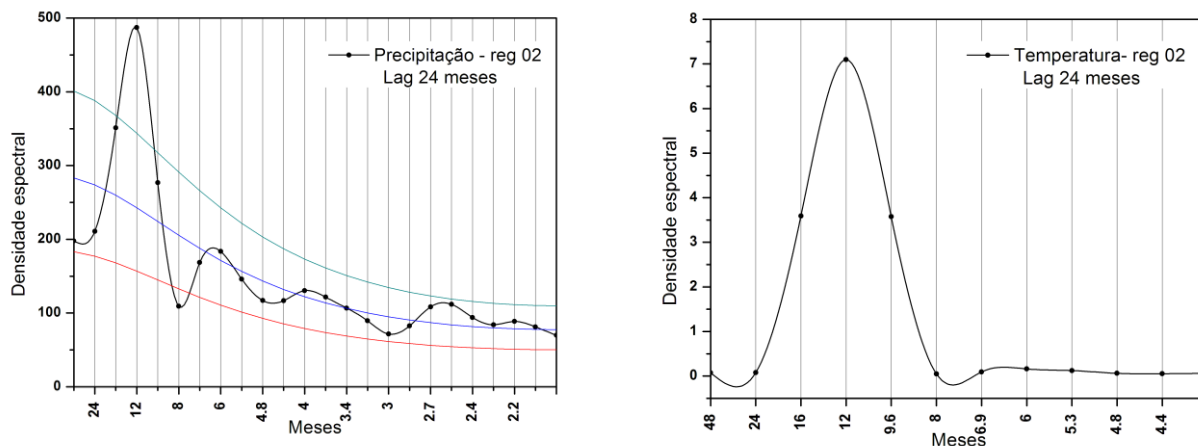


Figura 21 – Densidade espectral da região RS02 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Nota-se, pela Figura 22, picos significativos para precipitação de 5 anos (El Niño) e 1,7 anos (ciclo quase bienal), e para a temperatura picos significativos de apenas 6,7 anos, 2,9 anos (ambos El Niño) e 1,5 anos (ciclo quase bienal).

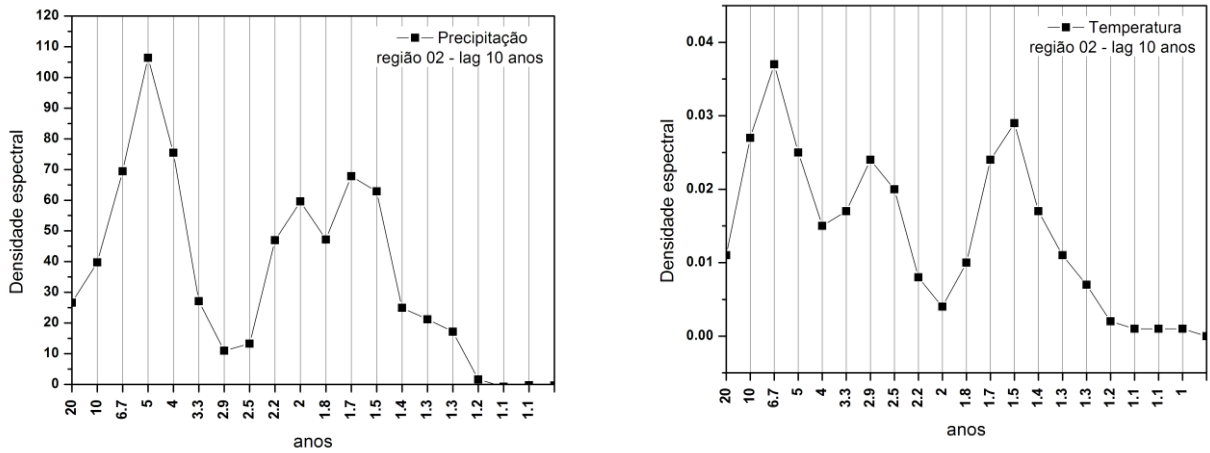


Figura 22 – Densidade espectral da região RS02 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

A Figura 23 mostra o gráfico da série original da série de precipitação da região RS02, com a finalidade analisar o seu comportamento.

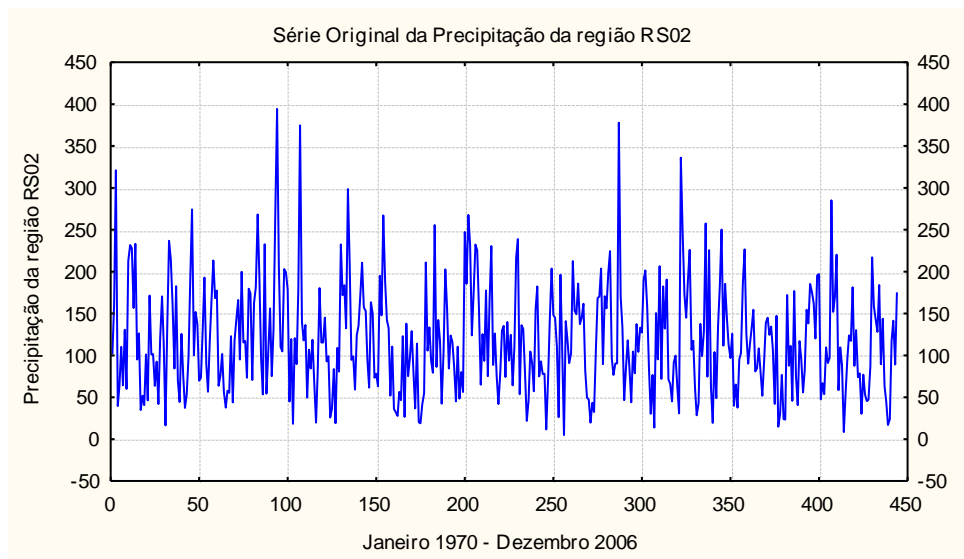


Figura 23– Representação gráfica da série original da precipitação da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária. Na Figura 24, é apresentado os gráficos da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS02.

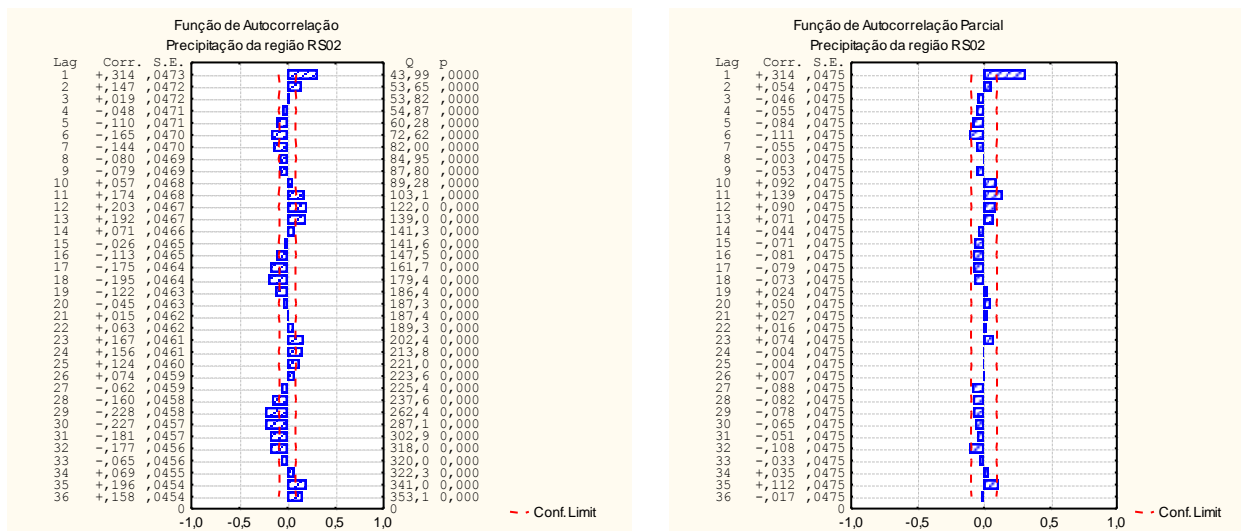


Figura 24 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Observando-se a Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho aproximado de uma senóide.

Para verificar a existência de tendência na série foi aplicado o teste do Sinal (Cox-Stuart). Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

O teste de Mann Kendall foi analisado e conclui-se que na variável precipitação observa-se no verão a tendência positiva e no inverno e no outono, na primavera a tendência é negativa, conforme Tabela 10.

Tabela 10 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS02 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	70
Outono	-37
Inverno	-130
Primavera	-127

Para $\alpha = 5\%$, tem-se $p = 0,1352$, pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, como $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 25, segue o gráfico da série original e diferenciada.

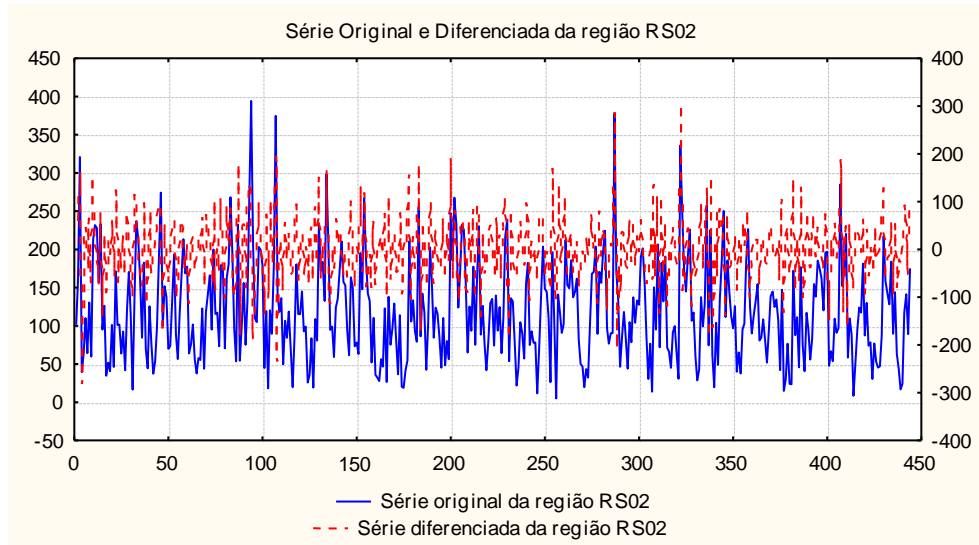


Figura 25 – Série Original e Diferenciada da região RS02 na variável precipitação

Nota-se, pela Figura 25, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

O modelo mais adequado é um *SARIMA* $(1,0,0)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor SBC e por ser um modelo mais parcimonioso, conforme Tabela 11.

Tabela 11 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS02

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA (1,0,1) (1,1,2) ₁₂	$\phi_1 = 0,7841$	0,1193	0,0000	2201,07	2221,41
	$\theta_1 = 0,6920$	0,1372	0,0000		
	$\Phi_1 = 0,7516$	0,1286	0,0000		
	$\Theta_1 = 1,6913$	0,1127	0,0000		
	$\Theta_2 = -0,7309$	0,0980	0,0000		
SARIMA (1,0,1) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,7771$	0,1131	0,0000	2201,42	2213,62
	$\theta_1 = 0,6789$	0,1299	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,8743$	0,0208	0,0000		
SARIMA (0,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8567$	0,0277	0,0000	2226,34	2234,47
	$\Theta_1 = 0,8649$	0,0220	0,0000		
SARIMA (0,0,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = -0,0996$	0,0467	0,0334	2205,18	2213,32
	$\Theta_1 = 0,8752$	0,0204	0,0000		
SARIMA (1,0,0) (0,1,1)₁₂	$\phi_1 = 0,1073$	0,0481	0,0262	2204,78	2212,92
	$\Theta_1 = 0,8747$	0,0205	0,0000		

A Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual são analisadas conforme mostra a Figura 26, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

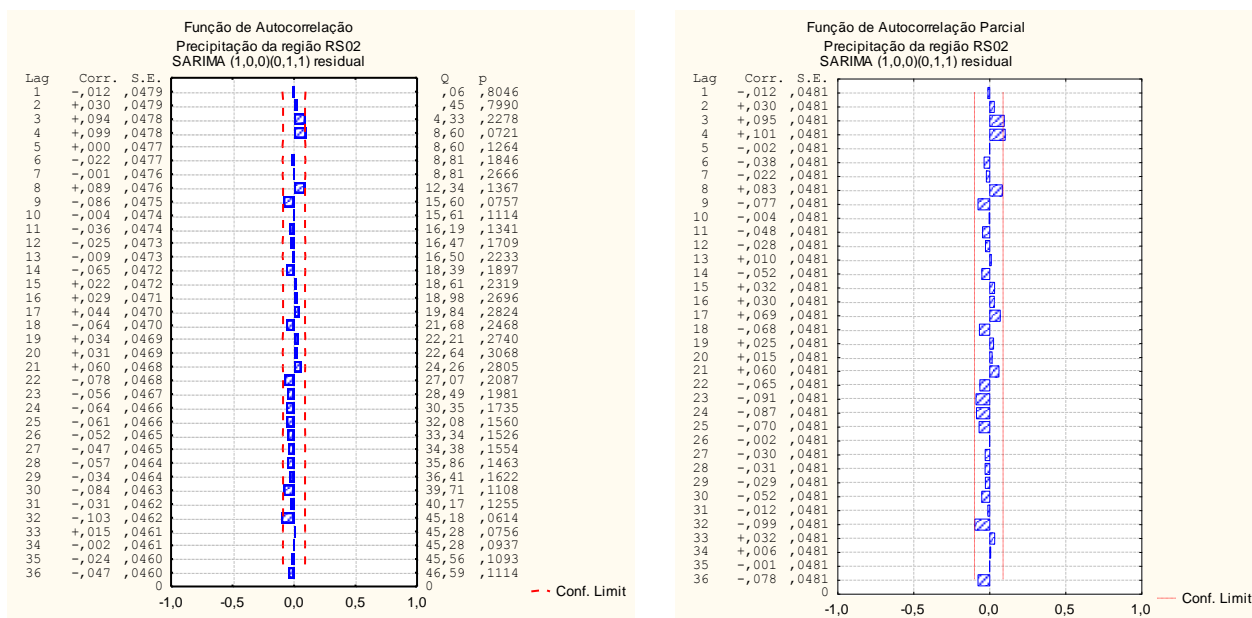


Figura 26 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS02 é representado por:

$$(1 - 0,1073B)(1 - B)Z_t = (1 - 08747B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 12 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS02, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	124,73	145,58	37,18	418,51
Fev/07	136,41	47,02	40,37	460,89
Mar/07	95,76	191,84	28,34	323,56
Abr/07	76,69	50,44	22,70	259,14
Mai/07	68,69	24,19	20,33	232,09
Jun/07	49,96	14,43	14,79	168,83
Jul/07	49,82	29,15	14,74	168,34
Ago/07	65,06	84,58	19,25	219,83
Set/07	100,87	200,35	29,85	340,82
Out/07	146,64	287,51	43,40	495,49
Nov/07	148,25	165,95	43,87	500,92
Dez/07	140,67	138,00	41,63	475,30

Na Figura 27, mostra-se o gráfico das previsões da precipitação da região RS02 para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

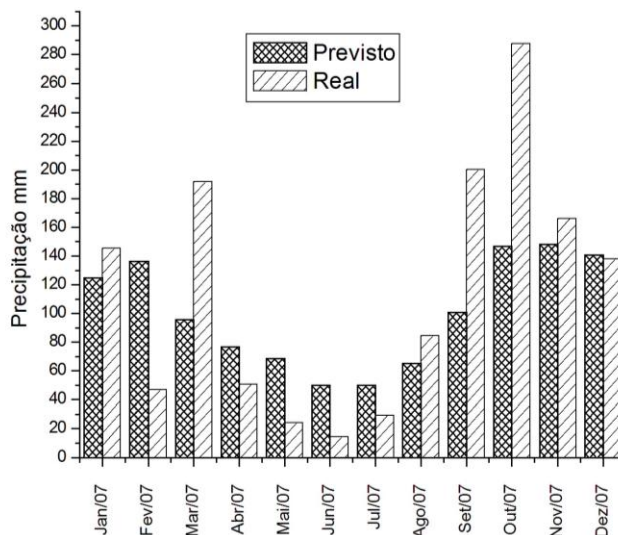


Figura 27 – Série Original e Previsão da região RS02 para o ano de 2007

Na região RS02 os melhores resultados apareceram em novembro e dezembro, e o pior em outubro, mas mesmo este se encontra dentro do limite de confiança do modelo.

- Temperatura

Com o objetivo de mostrar o comportamento da série, é apresentado na Figura 28 o gráfico da série original da temperatura na região RS02:

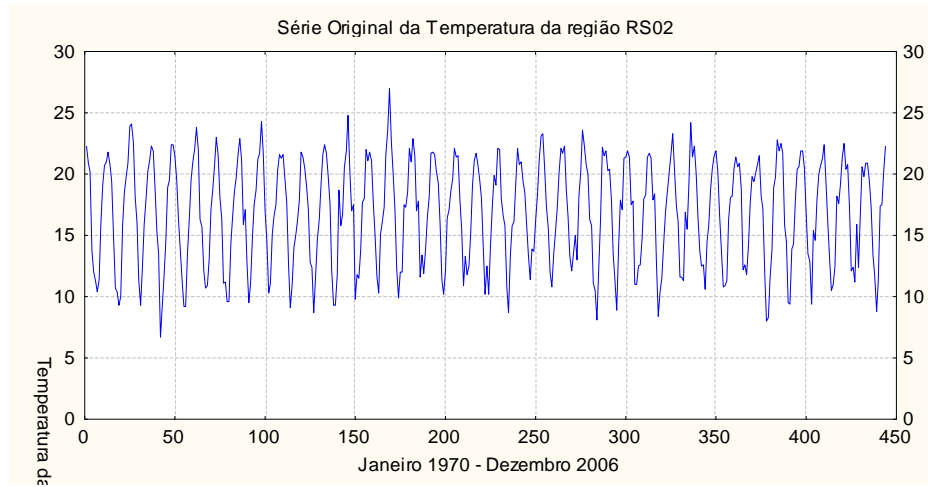


Figura 28– Representação gráfica da série original da temperatura da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise da Figura 28 não se pode afirmar que a série é estacionária. É mostrada na Figura 29 a Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS02.

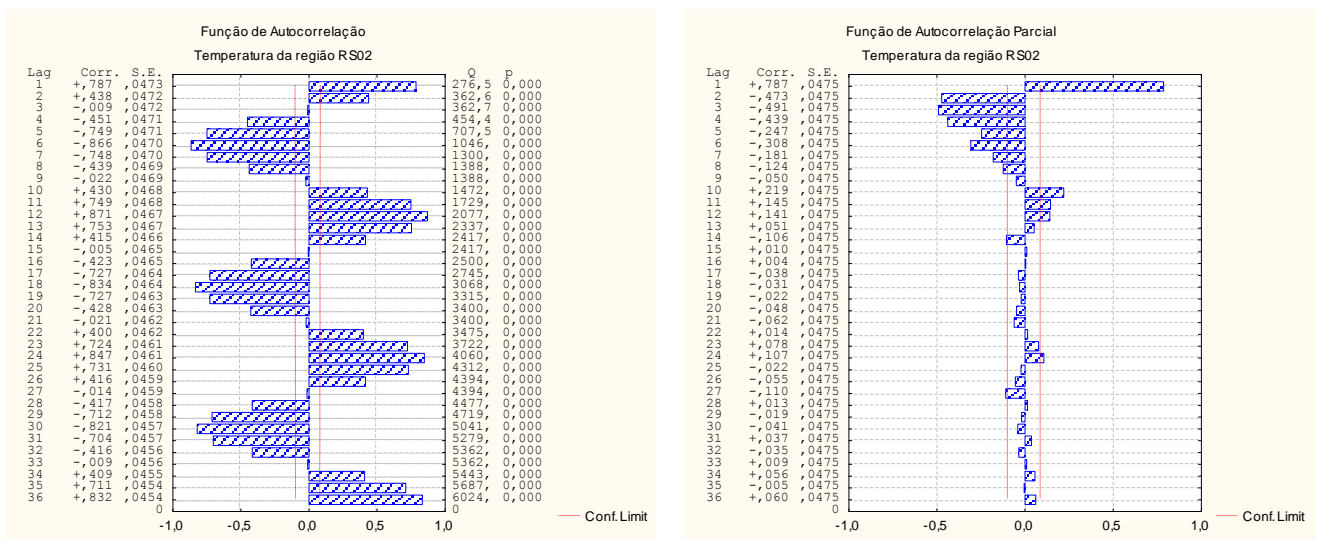


Figura 29 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS02, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Pelo exame da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por mostrar um desempenho parecido com uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) para verificar a existência de tendência na série. Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na variável temperatura observa-se que no verão e no outono tem-se tendência negativa e no inverno e na primavera a tendência é positiva, segundo o teste de Mann Kendall, conforme Tabela 13.

Tabela 13 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS02 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-112
Outono	-23
Inverno	144
Primavera	57

A sazonalidade pode ser verificada através do teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 30, segue o gráfico da série original e diferenciada.

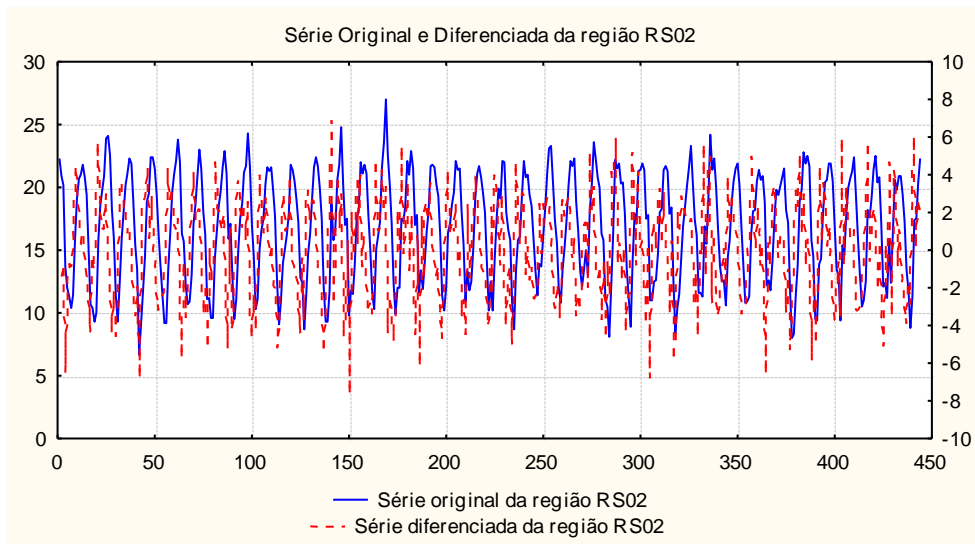


Figura 30 – Série Original e Diferenciada da região RS02 na variável temperatura

Transformada a série original, por meio de uma diferença, é possível observar que a série diferenciada possui um comportamento estacionário, ou seja, oscila em torno de uma média.

Os modelos encontrados para a temperatura da região RS02 estão apresentados na Tabela 14, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA* $(1,0,0) (0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 14 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS02

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA $(0,0,1) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = -0,1782$ $\Theta_1 = 0,8454$	0,0464 0,0253	0,0001 0,0000	652,44	660,57
SARIMA $(1,1,1) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,1946$ $\theta_1 = 0,9513$ $\Theta_1 = 0,8146$	0,0505 0,0145 0,0272	0,0001 0,0000 0,0000	2954,79	2966,99
SARIMA $(1,0,0) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,1897$ $\Theta_1 = 0,8459$	0,0476 0,0252	0,0001 0,0000	651,28	659,41
SARIMA $(0,1,1) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,9486$ $\Theta_1 = 0,8293$	0,0182 0,0264	0,0000 0,0000	681,78	689,91
SARIMA $(0,1,2) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,7835$ $\theta_2 = 0,1705$ $\Theta_1 = 0,8334$	0,0467 0,0461 0,0266	0,0000 0,0002 0,0000	670,12	682,31

Pela análise da Figura 31, é possível verificar que o modelo ajustado apresenta alguns lags fora do intervalo de confiabilidade. A FAC e FACP residual aceitam até 5% de seus valores fora do intervalo de confiabilidade, portanto o modelo é significativo.

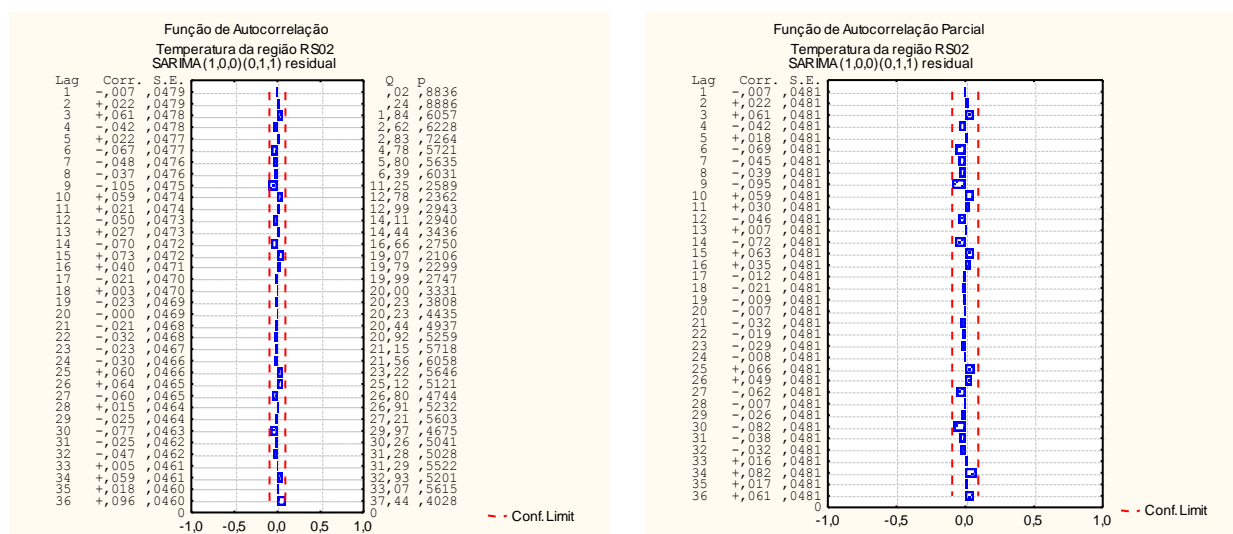


Figura 31 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

O modelo encontrado para a temperatura da região RS02 é representado por:

$$(1 - 0,1897)(1 - B)Z_t = (1 - 0,8459B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 15 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS02, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	21,86	21,24	17,89	26,72
Fev/07	21,58	21,94	17,60	26,47
Mar/07	19,91	21,05	16,23	24,42
Abr/07	17,03	16,68	13,88	20,88
Mai/07	13,28	16,68	10,83	16,29
Jun/07	11,13	12,51	9,07	13,65
Jul/07	10,27	7,76	8,38	12,60
Ago/07	12,82	12,54	10,45	15,73
Set/07	15,29	14,30	12,46	18,75
Out/07	17,48	16,15	14,25	21,44
Nov/07	19,75	17,70	16,11	24,23
Dez/07	21,20	20,79	17,28	26,00

O gráfico das previsões da temperatura da região RS02 para os meses de janeiro a dezembro de 2007 é mostrado na Figura 32.

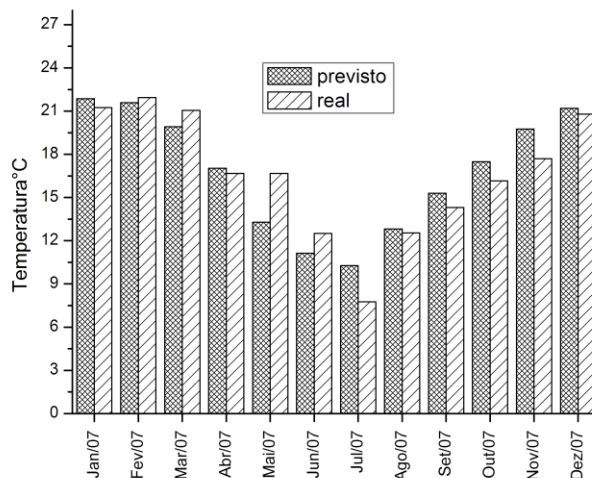


Figura 32 – Série Original e Previsão da região RS02 para o ano de 2007

Como na região RS01, a temperatura apresentou ótimos resultados de previsão.

4.3 Região RS03

A região RS03 está localizada geograficamente em uma área de campos limpos, constituído de tapetes herbáceos baixos e densos. Os principais municípios que compõem esta região são: Bom Jesus e São José dos Ausentes e sua principal atividade produtora é o plantio de maçã.

- Análise descritiva

O coeficiente de variação de Pearson da região RS03, para a temperatura, é significativo, pois é menor que 50%, o que revela a média ser significativa para esta variável. Para a precipitação, o coeficiente de variação não é significativo. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão, conforme Tabela 16.

Tabela 16 – Medidas descritivas da região RS03 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	102,75	20,75
Moda	58	20,90
Desvio Padrão	55,08	5,36
Coeficiente de variação (%)	53,61	25,81

- Densidade Espectral

Analisando a Figura 33, nota-se que os picos significativos para precipitação são de 12 meses (ciclo anual) e de 6 meses (ciclo semi-anual), e para a temperatura o pico significativo é de apenas 12 meses (ciclo anual).

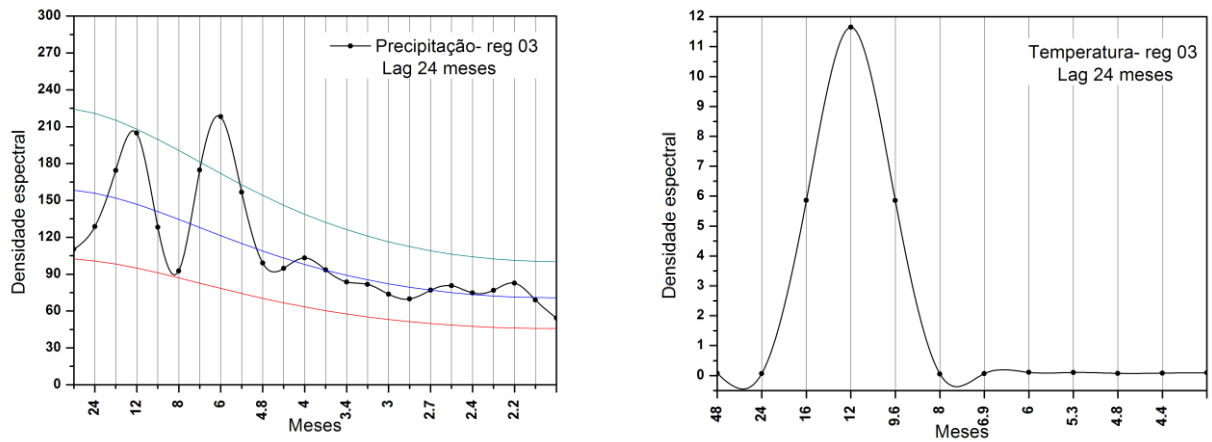


Figura 33 – Densidade espectral da região RS03 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Observando-se a Figura 34, verifica-se que os picos significativos para precipitação são de 4 anos (El Niño) e 2 anos (ciclo bienal). Para a temperatura picos significativos são de 6,7 anos, 2,5 anos (ambos El Niño) e 1,5 anos (quase ciclo bienal).

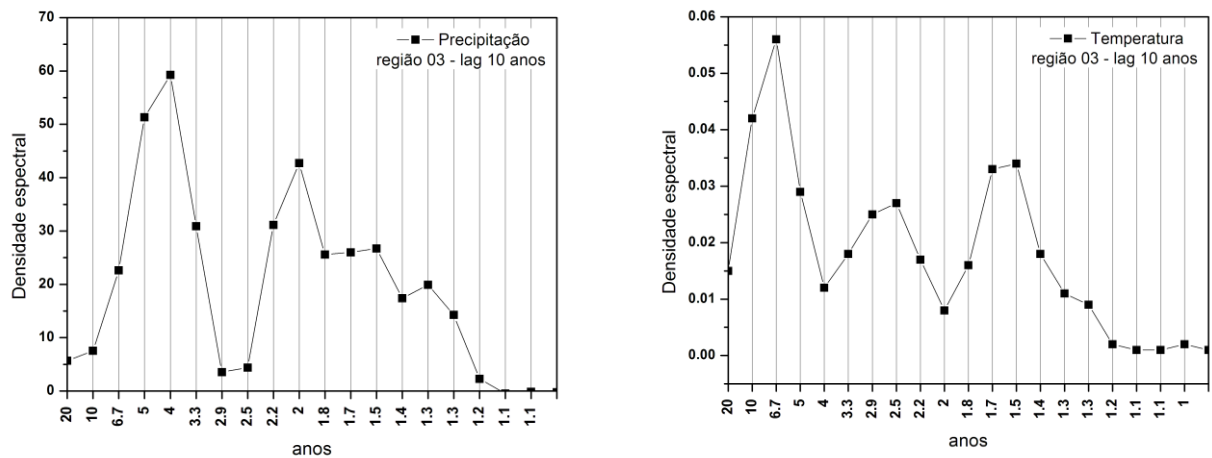


Figura 34 – Densidade espectral da região RS03 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

Objetivando analisar o comportamento da série de precipitação da região RS03, primeiramente, realizou-se o gráfico da série original, conforme a Figura 35.

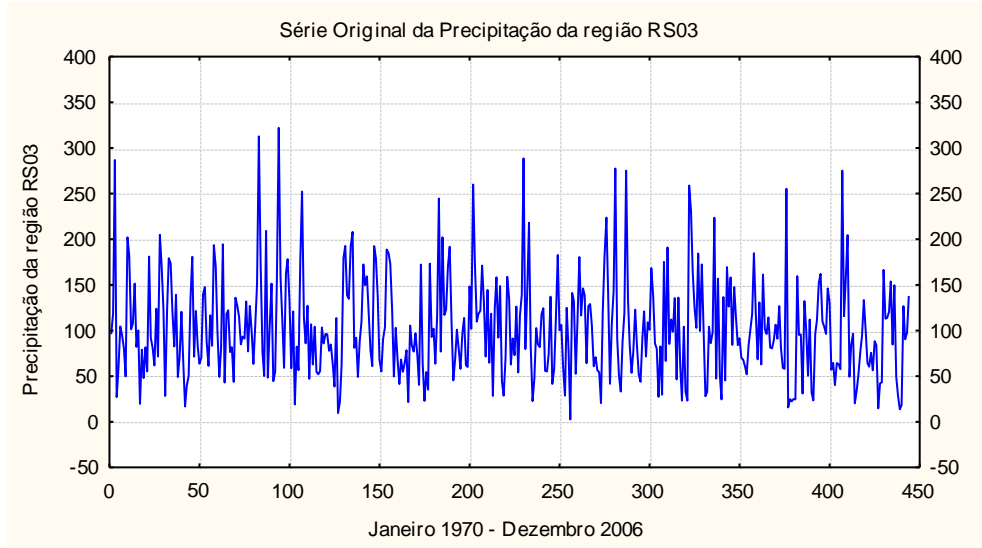


Figura 35 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Nesse gráfico não se pode afirmar se a série é estacionária. Na Figura 36 são exibidos a Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS03.

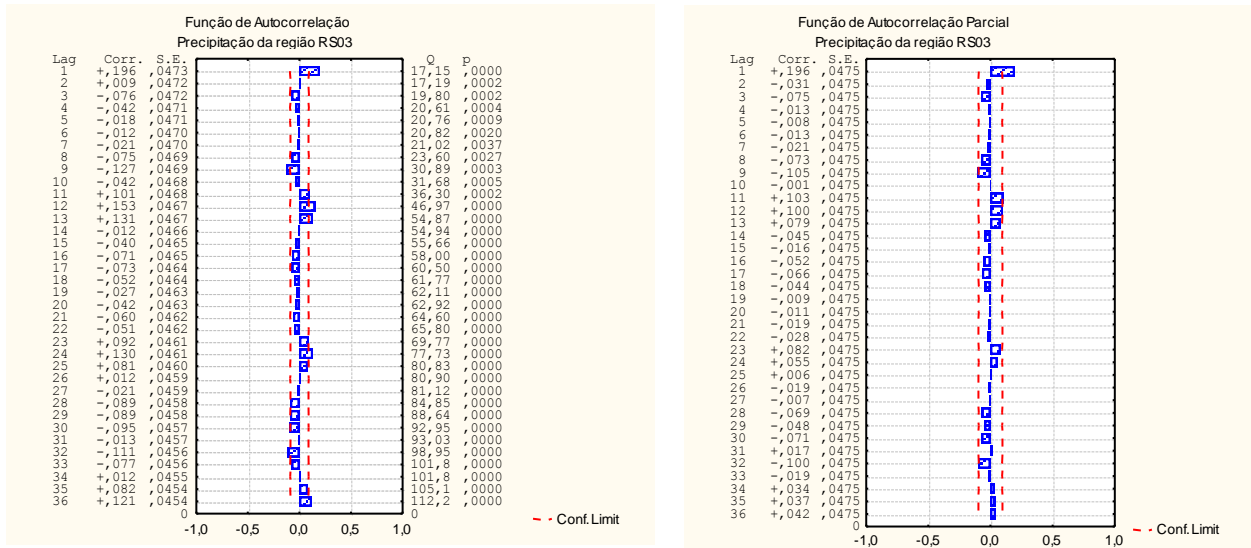


Figura 36 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Recorrendo a Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série apresenta um comportamento não estacionário.

Pelo teste do Sinal (Cox-Stuart) encontra-se, considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Pela Tabela 17, analisa-se o teste de Mann Kendall. É possível observar que na variável precipitação, no verão a tendência é positiva, e no outono, no inverno e na primavera a tendência é negativa.

Tabela 17 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS03 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	39
Outono	-89
Inverno	-184
Primavera	-114

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis foi realizado para examinar a sazonalidade. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 0,3904$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 37, segue o gráfico da série original e diferenciada.

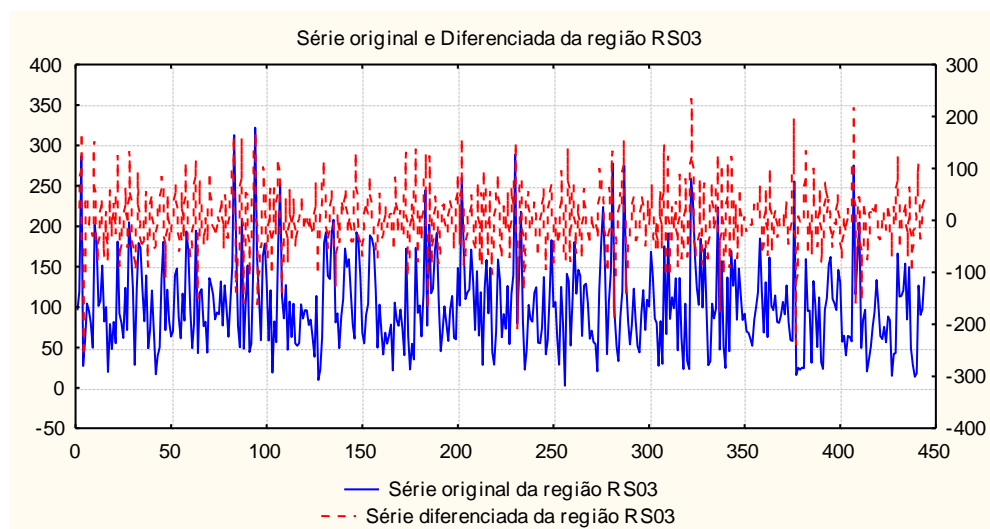


Figura 37 – Série Original e Diferenciada da região RS03 na variável precipitação

Observa-se, pela Figura 37, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Analisando-se os modelos encontrados para a precipitação da região RS03, o modelo mais adequado é um *SARIMA* $(0,0,0)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC, conforme Tabela 18.

Tabela 18 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS03

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (0,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,9614$ $\Theta_1 = 0,8424$	0,0130 0,0249	0,0000 0,0000	2197,91	2206,05
SARIMA (0,0,0) (0,1,1)₁₂	$\Theta_1 = 0,8492$	0,0237	0,0000	2186,91	2190,98
SARIMA (0,1,2) (1,0,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8163$ $\theta_2 = 0,1837$ $\phi_1 = 0,9567$ $\Theta_1 = 0,8193$	0,0000 0,0000 0,0421 0,0745	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	6209,59	6225,97
SARIMA (1,1,1) (0,0,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1824$ $\theta_1 = 0,9970$ $\Theta_1 = -0,1055$	0,0478 0,0045 0,0446	0,0001 0,0000 0,0184	6237,27	6249,52
SARIMA (0,1,1) (1,0,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,9972$ $\Phi_1 = 0,9998$ $\Theta_1 = 0,8618$	0,0048 0,0000 0,0381	0,0000 0,0000 0,0000	2223,22	2235,50

Analisa-se a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 38, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

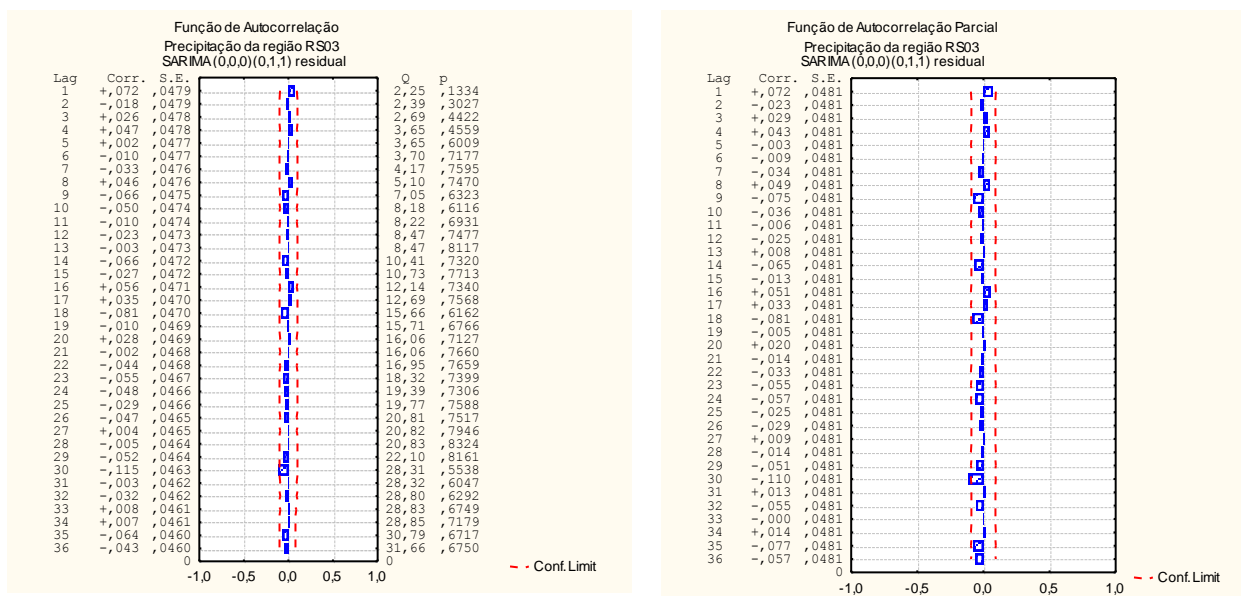


Figura 38 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS03 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - 0,8492B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 19 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS03, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	90,48	124,94	27,60	296,54
Fev/07	104,04	36,44	31,74	340,99
Mar/07	84,18	187,34	25,68	275,91
Abr/07	89,03	54,83	27,16	291,81
Mai/07	73,31	46,14	22,37	240,28
Jun/07	47,72	50,76	14,56	156,40
Jul/07	32,38	5,98	9,88	106,14
Ago/07	50,77	31,24	15,49	166,42
Set/07	75,16	150,25	22,93	246,33
Out/07	114,77	198,71	35,02	376,16
Nov/07	128,36	151,63	39,16	420,72
Dez/07	116,38	128,58	35,51	381,43

Na Figura 39, é possível visualizar o gráfico das previsões da precipitação da região RS03, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

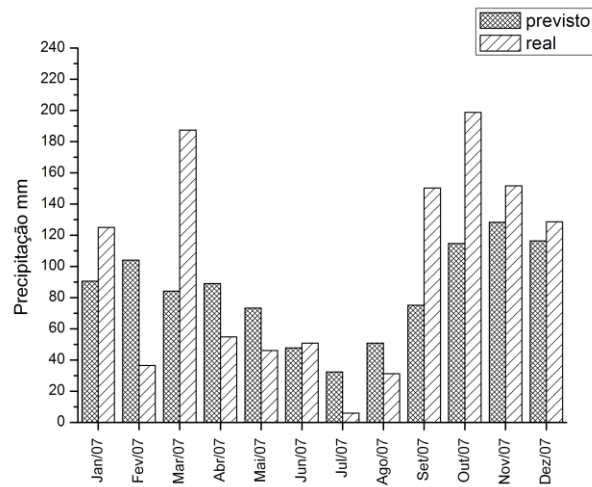


Figura 39 – Série Original e Previsão da região RS03 para o ano de 2007

A previsão para a região RS03 não mostrou resultados muito bons, sendo que o mês de julho ficou inclusive fora do limite de confiança do modelo.

- Temperatura

Na Figura 40 é apresentado o gráfico da série original da temperatura na região RS03, com o objetivo de mostrar o comportamento da série original:

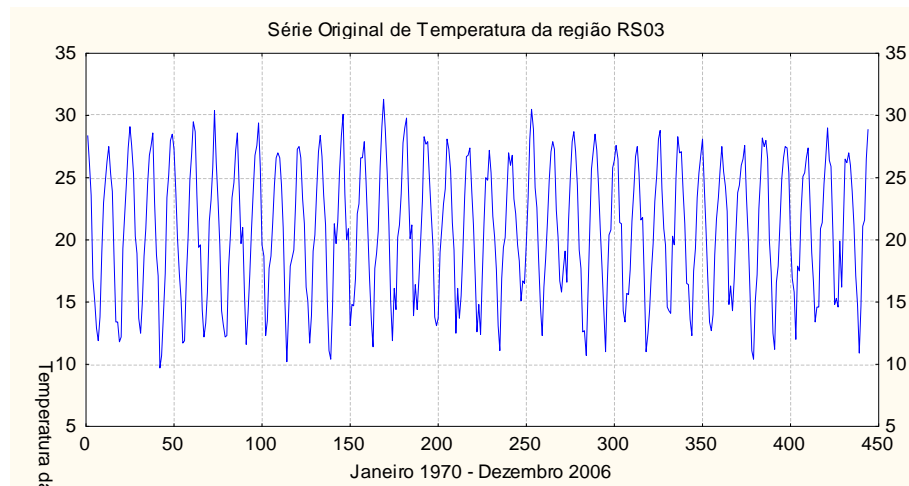


Figura 40 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Ao analisar o gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

Na Figura 41 são exibidos os gráficos da Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS03.

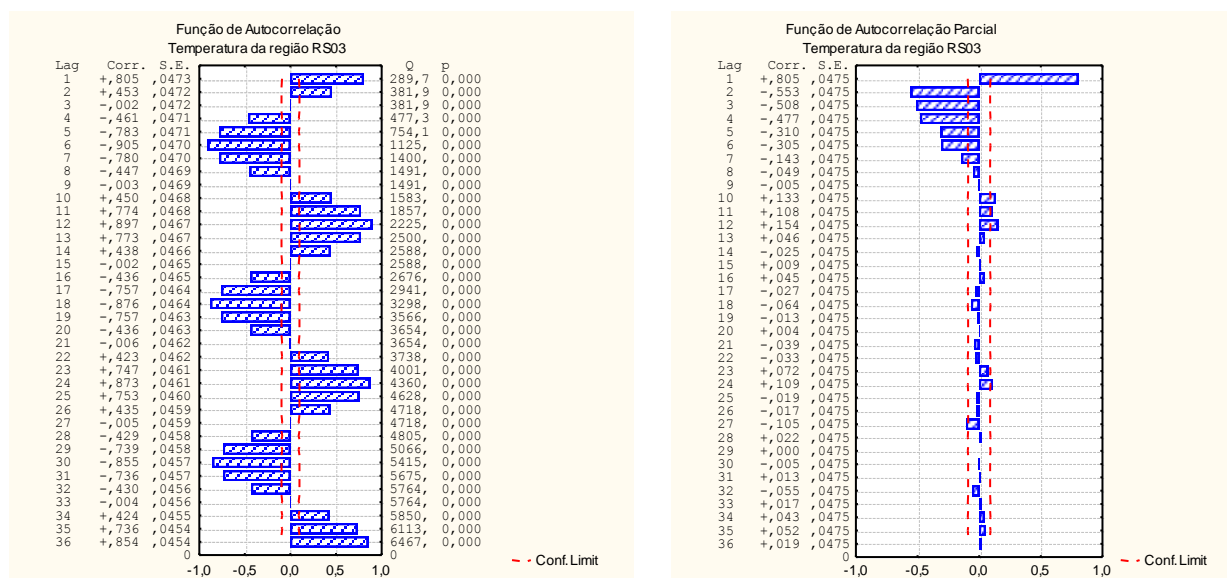


Figura 41 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS03, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Por meio da representação gráfica da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho de uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) e considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Pelo teste de Mann Kendall, na variável temperatura observa-se comportamento contrário ao da precipitação, no verão tem-se tendência negativa e no outono, no inverno e na primavera a tendência é positiva.

Tabela 20 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS03 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-117
Outono	24
Inverno	175
Primavera	92

A existência da é verificada pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 42, segue o gráfico da série original e diferenciada.

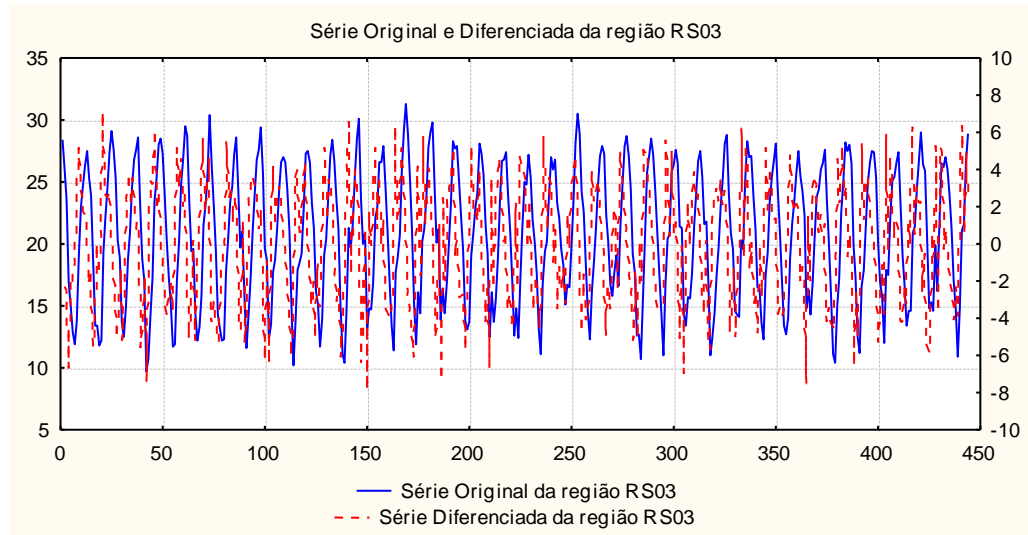


Figura 42 – Série Original e Diferenciada da região RS03 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 42, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 21, observa-se os modelos encontrados para a temperatura da região RS03, em que o modelo mais adequado é um $SARIMA (1,0,0) (0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 21 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS03

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
$SARIMA (1,0,0) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,1904$ $\Theta_1 = 0,8465$	0,0477 0,0247	0,0000 0,0000	562,77	570,91
$SARIMA (0,0,1) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = -0,1842$ $\Theta_1 = 0,8447$	0,0468 0,0247	0,0000 0,0000	563,42	571,56
$SARIMA (1,1,1) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,1858$ $\theta_1 = 0,9473$ $\Theta_1 = 0,8358$	0,0504 0,0145 0,0263	0,0000 0,0000 0,0000	585,11	597,31
$SARIMA (0,1,1) (1,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,9247$ $\Phi_1 = -0,1203$ $\Theta_1 = 0,7941$	0,0212 0,0583 0,0354	0,0000 0,0399 0,0000	594,36	606,55
$SARIMA (0,1,2) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,7658$ $\theta_2 = 0,1686$ $\Theta_1 = 0,8350$	0,0475 0,0465 0,0263	0,0000 0,0000 0,0000	585,58	597,78

Na Figura 43, é apresentada a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

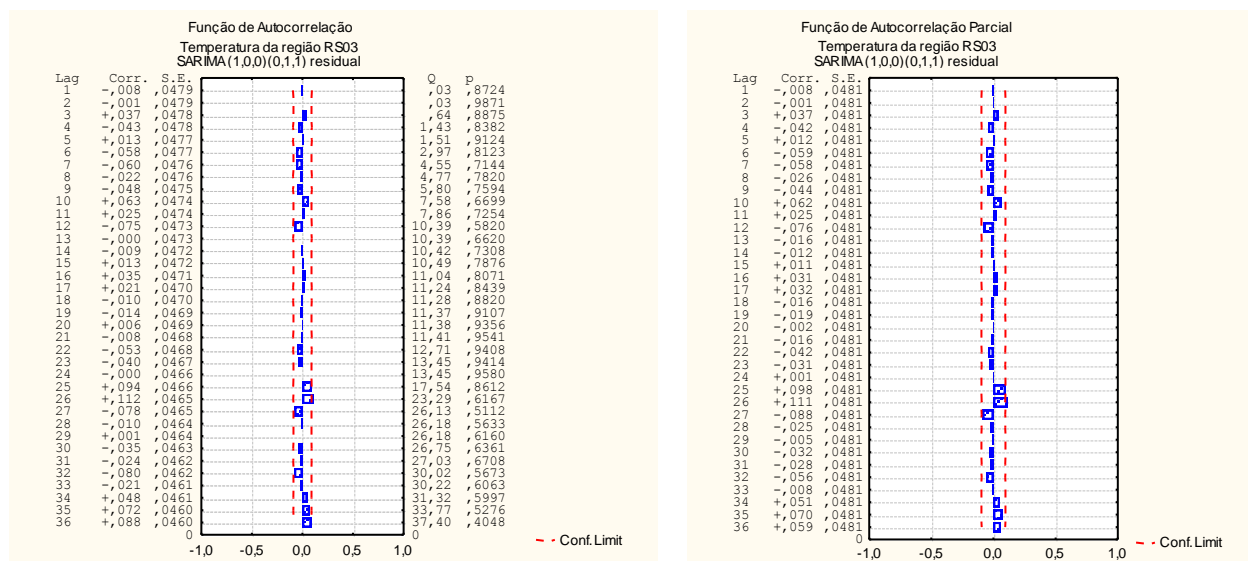


Figura 43 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS03 é representado por:

$$(1 - B)(1 - 0,1904B)Z_t = (1 - 0,8465B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 22 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS03, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	27,97	27,86	23,34	33,52
Fev/07	27,08	29,73	22,52	32,55
Mar/07	24,30	25,24	20,21	29,22
Abr/07	20,58	20,05	17,11	24,74
Mai/07	16,56	20,34	13,77	19,91
Jun/07	14,11	16,45	11,73	16,96
Jul/07	12,78	10,08	10,63	15,36
Ago/07	15,74	15,96	13,09	18,93
Set/07	18,57	18,54	15,44	22,33
Out/07	21,43	20,17	17,82	25,76
Nov/07	25,04	22,30	20,82	30,11
Dez/07	26,81	25,84	22,30	32,24

O gráfico das previsões da temperatura da região RS03 para os meses de janeiro a dezembro de 2007 é mostrado na Figura 44.

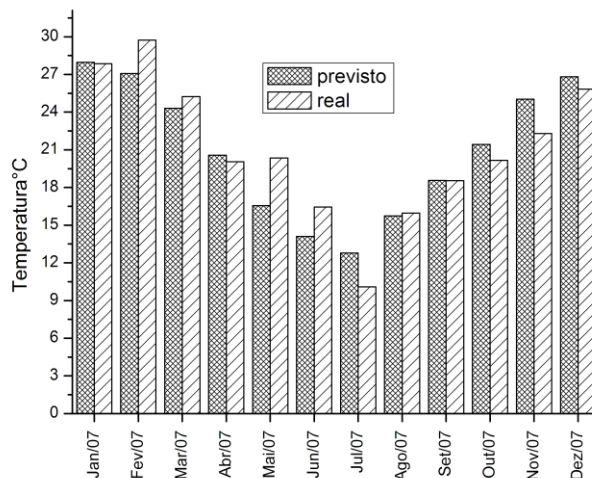


Figura 44 – Série Original e Previsão da região RS03 para o ano de 2007

Logo, comparando-se os valores previstos com os valores reais, conclui-se que a metodologia Box e Jenkins conseguiu captar bem o padrão encontrado na série em estudo. Pode-se destacar o mês de setembro, em que a diferença entre o valor real e o previsto é de três centésimos.

4.4 Região RS04

A região RS04 está localizada no oeste do estado, geograficamente localizada numa região chamada de Cuesta do Haedo. É constituído de campos limpos (tapetes herbáceos baixos e densos), campos arbustivos e de uma zona agrícola de uso intensivo no verão. Os principais municípios que compõem esta região são: Uruguaiana, Alegrete, Santana do Livramento, Itaqui, Dom Pedrito e Quaraí. Sua principal atividade produtora é o plantio de soja, arroz e a criação de bovinos e ovinos.

- Análise descritiva

Pelos resultados obtidos, vê-se que o coeficiente de variação de Pearson para a região RS04, na variável temperatura é significativo, revelando que a média para esta variável é

expressiva. No entanto, para a precipitação, o coeficiente de variação, mostra-se não significativo. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão, conforme Tabela 23.

Tabela 23 – Medidas descritivas da região RS04 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	87,95	18,84
Moda	89,80	14,80
Desvio Padrão	47,34	6,01
Coefficiente de variação (%)	53,83	31,88

- Densidade Espectral

A Figura 45 mostra que o pico significativo para precipitação e para a temperatura é de 12 meses (ciclo anual).

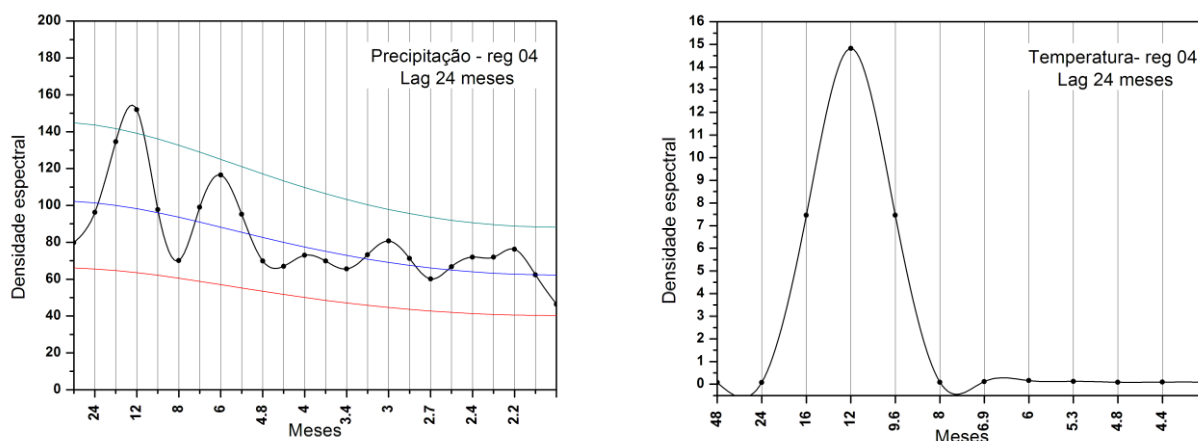


Figura 45 – Densidade espectral da região RS04 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Pela Figura 46, observa-se que os picos significativos para precipitação são de 4 anos (El Niño) e 2 anos (ciclo bienal). Para a temperatura, os picos significativos são de 6,7 anos (El Niño) e 1,5 anos (quase ciclo bienal).

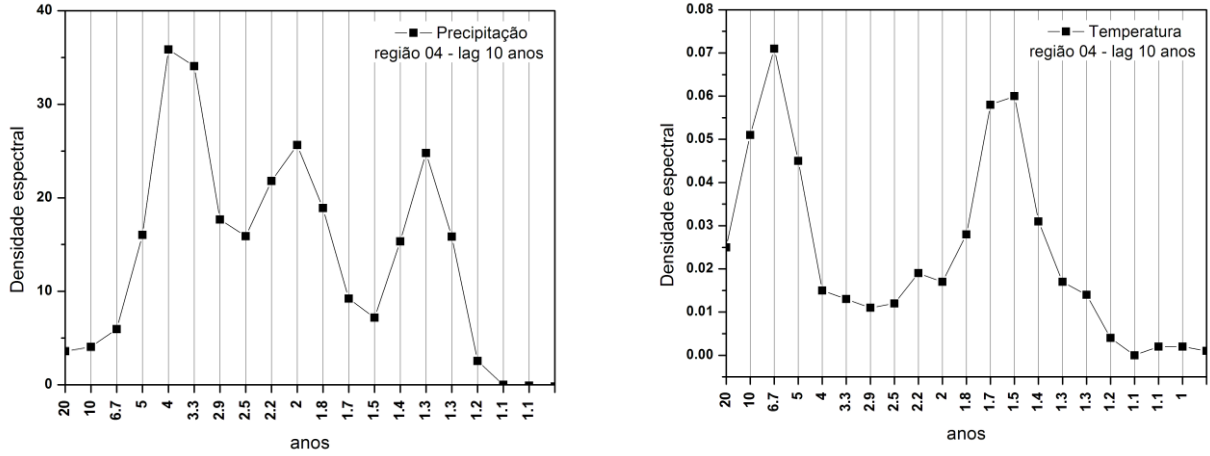


Figura 46 – Densidade espectral da região RS04 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

Na Figura 47 é apresentado o gráfico da série original da precipitação na região RS04:

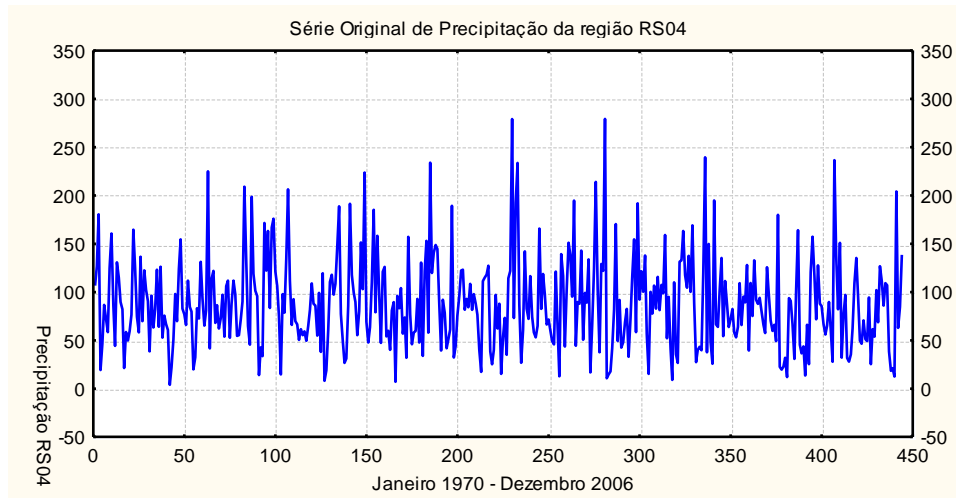


Figura 47 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Através da análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária. A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS04 são exibidos na Figura 48.

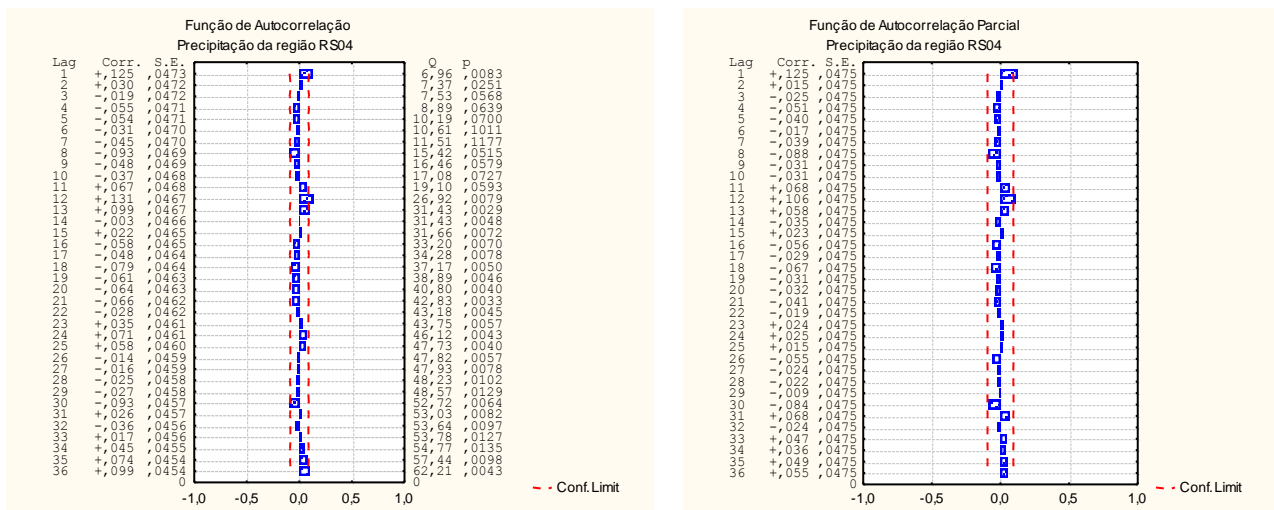


Figura 48 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série não assume um comportamento estacionário por apresentar um desempenho de uma senóide.

Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$ pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na Tabela 24, apresenta-se o teste de Mann Kendall, em que nota-se, na variável precipitação, o verão, o outono, o inverno e a primavera a tendência é negativa.

Tabela 24 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS04 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	-22
Outono	-83
Inverno	-17
Primavera	-30

Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 0,4486$, calculado pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis. Como $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 49, segue o gráfico da série original e diferenciada.

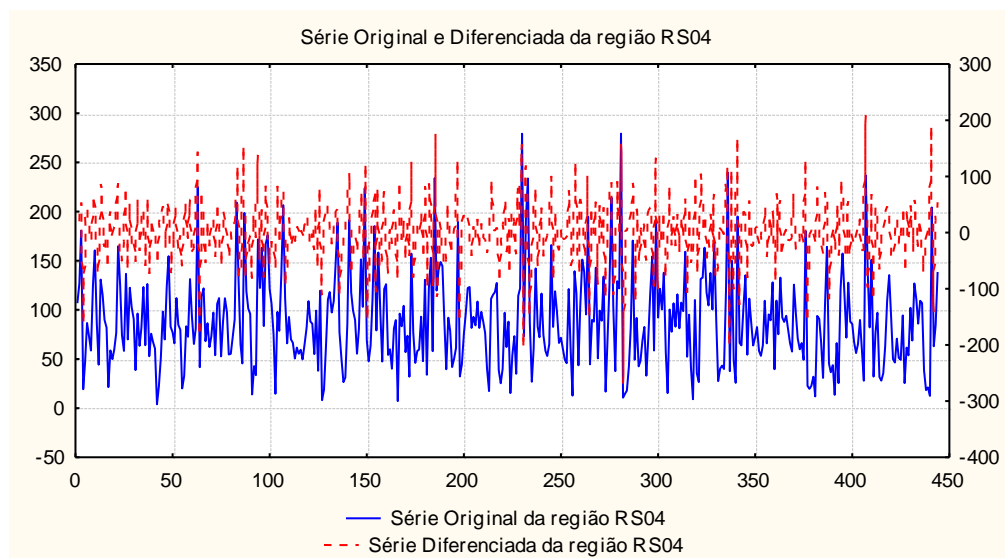


Figura 49 – Série Original e Diferenciada da região RS04 na variável precipitação

Pela Figura 49, nota-se que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Os modelos encontrados para a precipitação da região RS04 estão descritos na Tabela 25, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA* $(0,0,0)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor SBC e por ser um modelo mais parcimonioso.

Tabela 25 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS04

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,9478$	0,0153	0,0000	2258,52	2266,65
	$\Theta_1 = 0,8168$	0,0278	0,0000		
SARIMA $(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	$\Theta_1 = 0,8322$	0,0260	0,0000	2239,27	2243,33
SARIMA $(0,1,2)(1,0,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,8003$	0,0463	0,0000	2273,99	2290,36
	$\theta_2 = 0,1767$	0,0448	0,0000		
	$\Phi_1 = 0,9998$	0,0000	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,9202$	0,0288	0,0000		
SARIMA $(1,0,0)(0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,0951$	0,0481	0,0486	2237,34	2245,48
	$\Theta_1 = 0,8335$	0,0259	0,0000		
SARIMA $(0,0,1)(0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = -0,0971$	0,0481	0,0481	2237,25	2245,39
	$\Theta_1 = 0,8342$	0,0259	0,0000		

A adequação do modelo está confirmada na Figura 50, em que se pode perceber que os dados encontram-se dentro dos limites de confiabilidade.

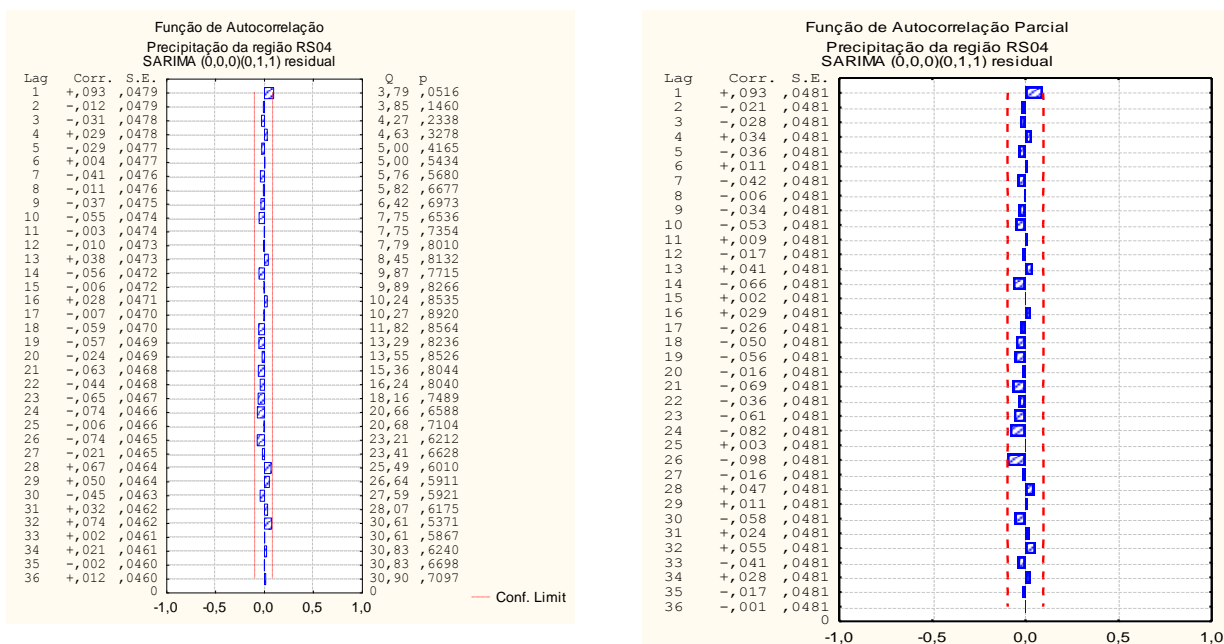


Figura 50 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS04 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - 0,8322B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 26 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS04, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	71,49	79,63	20,25	252,35
Fev/07	87,94	49,69	24,91	310,42
Mar/07	78,78	158,85	22,32	278,10
Abr/07	75,13	30,74	21,28	265,20
Mai/07	59,36	111,54	16,82	209,54
Jun/07	43,34	45,18	12,28	152,99
Jul/07	35,06	3,30	9,93	123,77
Ago/07	44,81	50,68	12,70	158,18
Set/07	63,59	158,80	18,02	224,47
Out/07	78,91	108,01	22,35	278,54
Nov/07	110,17	61,76	31,21	388,90
Dez/07	107,81	151,67	30,54	380,57

Na Figura 51, encontra-se a série original e a previsão para o modelo $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$, ajustado para a precipitação da região RS04.

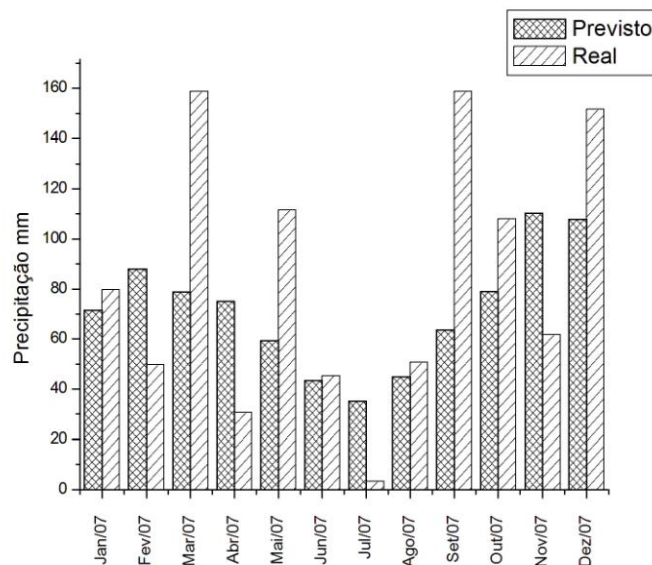


Figura 51 – Série Original e Previsão da região RS04 para o ano de 2007

Portanto, pela Tabela 26 e pela Figura 51, é possível visualizar as previsões mensais da precipitação da região RS04 para o ano de 2007. Os meses de janeiro, junho e agosto apresentaram os melhores resultados. Pode-se destacar também que o valor real do mês de julho está fora 6,63 mm do limite inferior de confiabilidade.

- Temperatura

Na Figura 52 é apresentado o gráfico da série original da temperatura na região RS04.

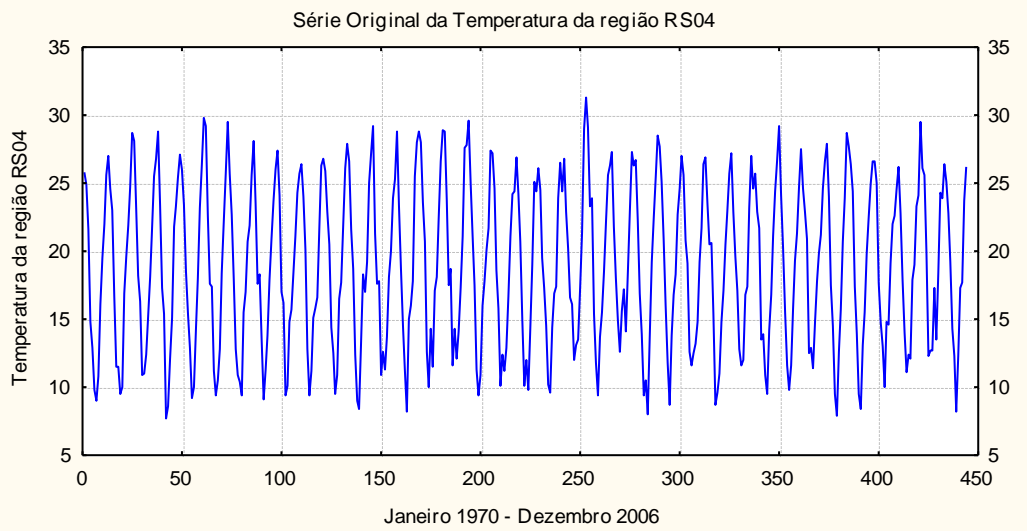


Figura 52 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela Figura 52, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS04 são exibidos na Figura 53.

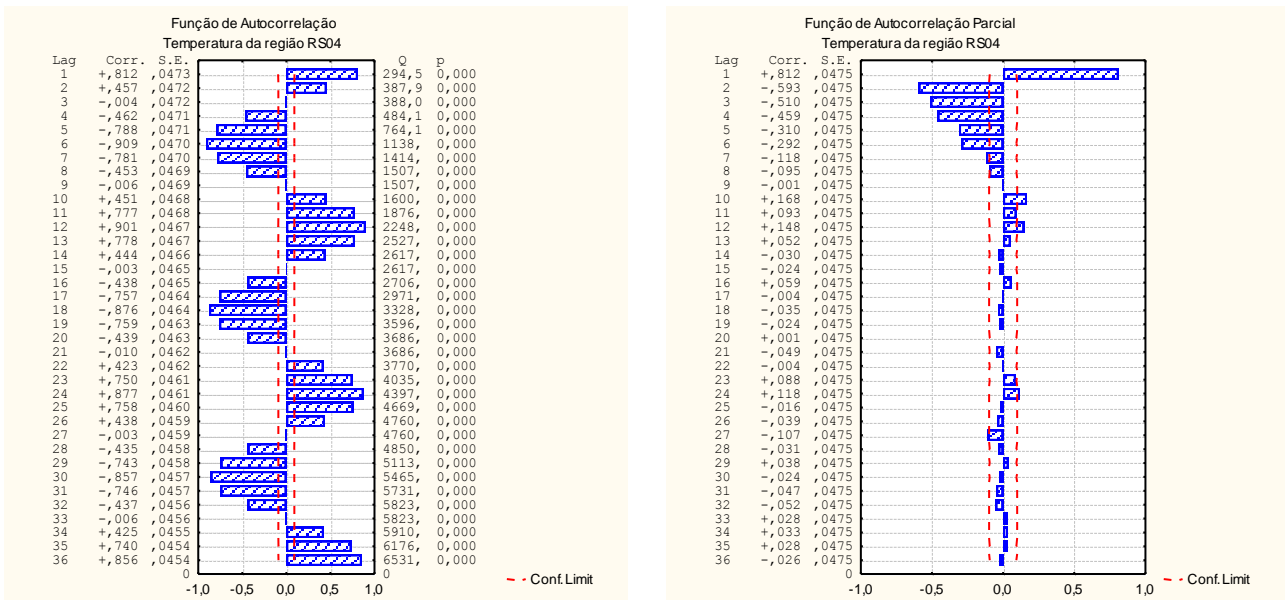


Figura 53 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS04, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

É possível observar a Função de Autocorrelação e notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho semelhante de uma senóide.

A tendência pode é verificada pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Pelo teste de Mann Kendall observa-se no verão tendência negativa e no outono, no inverno e na primavera a tendência é positiva, na variável temperatura, conforme Tabela 27.

Tabela 27 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS04 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-47
Outono	42
Inverno	169
Primavera	105

A sazonalidade é verificada pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 54, segue o gráfico da série original e diferenciada.

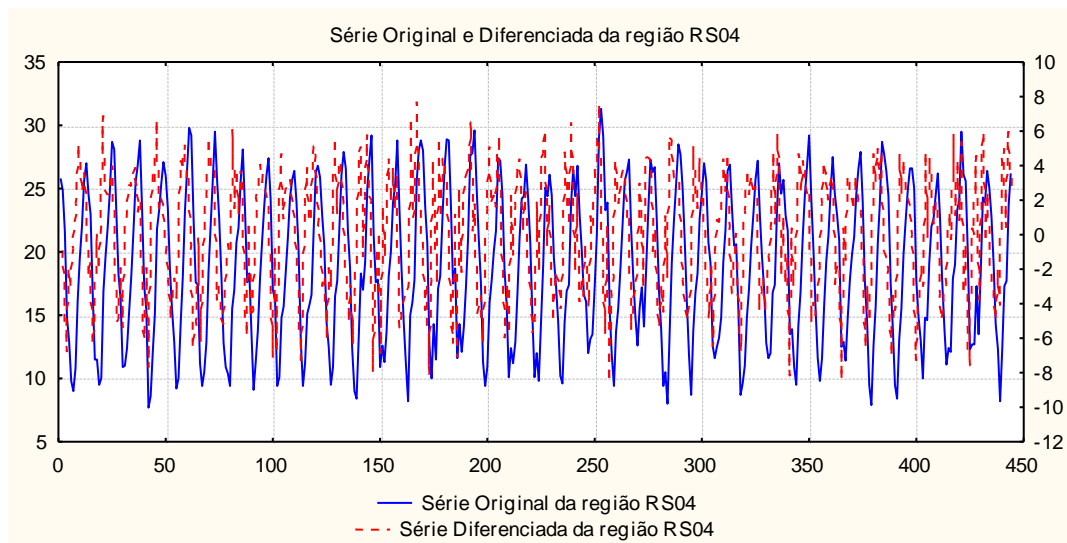


Figura 54 – Série Original e Diferenciada da região RS04 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 54, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 28, observa-se os modelos encontrados para a temperatura da região RS04, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA* $(1,0,1) (0,1,2)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 28 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS04

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (0,0,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = -0,2017$ $\Theta_1 = 0,8524$	0,0463 0,0227	0,0000 0,0000	727,42	735,55
SARIMA (1,1,1) (1,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1795$ $\theta_1 = 0,9375$ $\Phi_1 - 0,1361$ $\Theta_1 = 0,8320$	0,0509 0,0159 0,0554 0,0305	0,0005 0,0000 0,0145 0,0000	736,17	752,43
SARIMA (0,1,2) (0,1,2) ₁₂	$\theta_1 = 0,7616$ $\theta_2 = 0,1610$ $\Theta_1 = 0,9762$ $\Theta_2 = -0,1280$	0,0472 0,0462 0,0505 0,0497	0,0000 0,0005 0,0000 0,0103	735,91	752,18
SARIMA (1,1,1) (0,1,2) ₁₂	$\phi_1 = 0,1799$ $\theta_1 = 0,9373$ $\Theta_1 = 0,9781$ $\Theta_2 = -0,1297$	0,0510 0,0159 0,0505 0,0497	0,0005 0,0000 0,0000 0,0094	735,53	751,79
SARIMA (1,0,0) (0,1,2)₁₂	$\phi_1 = 0,2137$ $\Theta_1 = 0,9614$ $\Theta_2 = -0,1207$	0,0478 0,0501 0,0495	0,0000 0,0000 0,0153	722,55	734,75

O passo seguinte é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 55, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

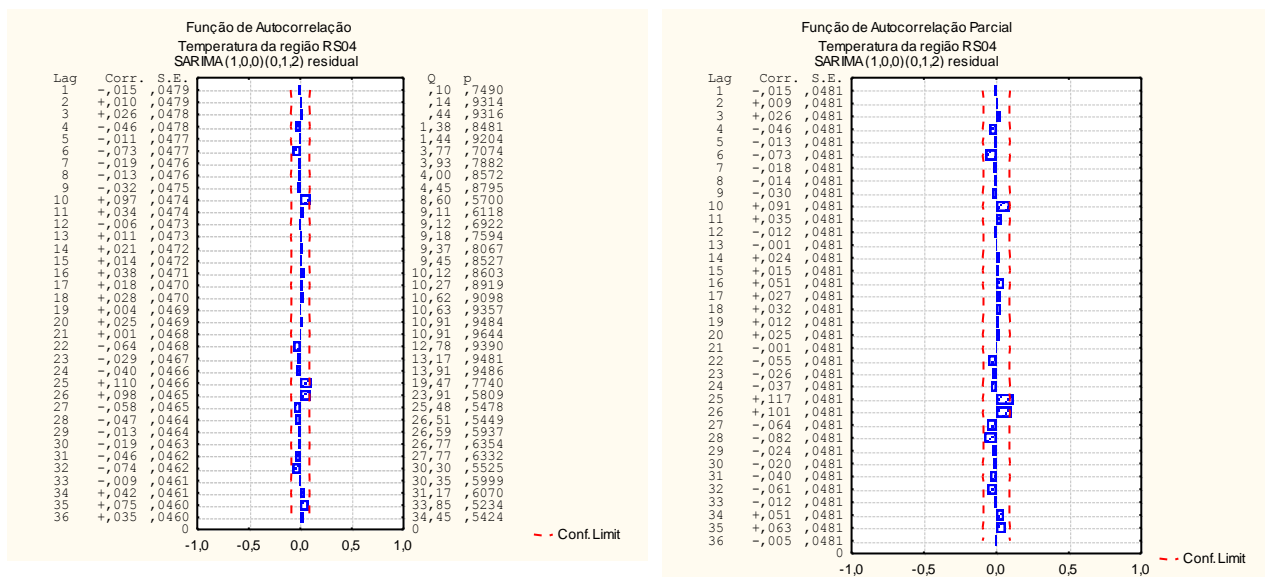


Figura 55 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a temperatura da região RS04 é representado por:

$$(1 - B)(1 - 0,2137B)Z_t = (1 - 0,9614B^{12})(1 + 0,1207B^{24})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 29 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS04, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	27,14	27,60	21,84	33,73
Fev/07	26,48	29,36	21,20	33,08
Mar/07	23,75	23,23	19,01	29,67
Abr/07	18,92	18,36	15,14	23,63
Mai/07	14,03	18,22	11,23	17,52
Jun/07	11,55	13,99	9,24	14,43
Jul/07	10,55	8,08	8,44	13,18
Ago/07	13,30	11,85	10,64	16,61
Set/07	15,51	15,73	12,42	19,38
Out/07	18,85	17,54	15,08	23,54
Nov/07	22,70	20,16	18,17	28,36
Dez/07	24,73	24,02	19,80	30,90

Na Figura 56, observa-se o gráfico das previsões da temperatura da região RS04, para os meses de janeiro à dezembro de 2007.

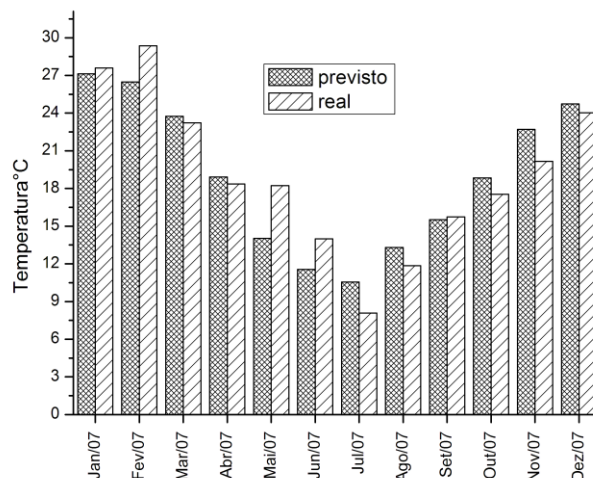


Figura 56 – Série Original e Previsão da região RS04 para o ano de 2007

Nesta região estimou-se um modelo de séries temporais representado por $SARIMA (1,0,1) (0,1,2)_{12}$, que foi o que melhor explicou a temperatura da região RS04. Comparando as diferenças entre o valor previsto e o valor real, pode-se concluir que o modelo conseguiu captar muito bem o comportamento da série em estudo. Outra vez o valor real do mês de julho está fora do limite inferior de confiabilidade.

4.5 Região RS05

A região RS05 está localizada no centro do estado, geograficamente em uma região de depressão central. É constituído de uma zona agrícola de uso intensivo no verão e florestas remanescentes com formações arbóreas densa. Os principais municípios que compõem esta região são: Porto Alegre, Novo Hamburgo, Caxias do Sul, Santa Maria, Santa Cruz do Sul, Bento Gonçalves e Tapes. Sua principal atividade produtora é o plantio de arroz, fumo e frutas e a pesca.

- Análise descritiva

Na região RS05, o coeficiente de variação de Pearson para a temperatura é significativo, revelando, assim, que para esta variável a média é significativa. Para a precipitação o mesmo não acontece, o coeficiente de variação é não-significativo. Esse resultado era esperado, pois séries

médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão, conforme mostrado na Tabela 30.

Tabela 30 – Medidas descritivas da região RS05 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	82,29	17,39
Moda	68,60	12,20
Desvio Padrão	44,41	5,24
Coefficiente de variação (%)	53,96	30,15

- Densidade Espectral

Pela Figura 57, observa-se que o pico significativo para precipitação é de 12 meses (ciclo anual) e para a temperatura o picos significativo também é de apenas 12 meses (ciclo anual).

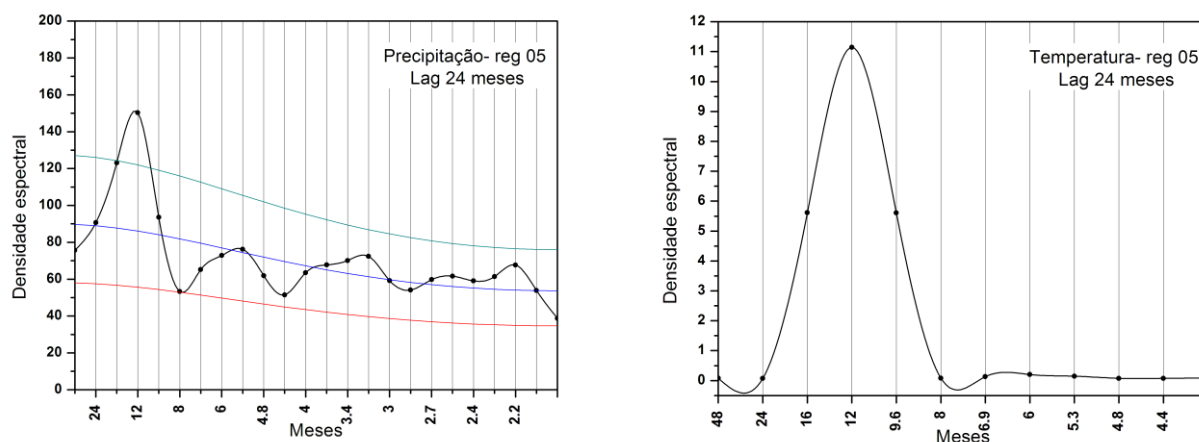


Figura 57 – Densidade espectral da região RS05 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Nota-se, pela Figura 58, que os picos significativos para precipitação são de 4 anos (El Niño) e de 2 anos (ciclo bienal). Para a temperatura, os picos significativos são de 6,7 anos (El Niño) e 1,5 anos (quase ciclo bienal).

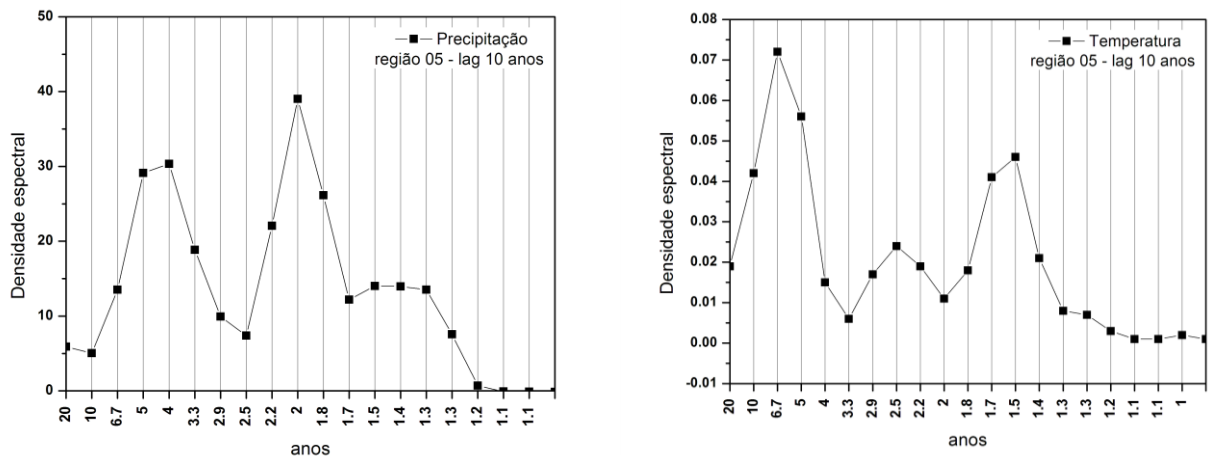


Figura 58 – Densidade espectral da região RS05 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

O gráfico da série original de precipitação da região RS05 é mostrado na Figura 59.

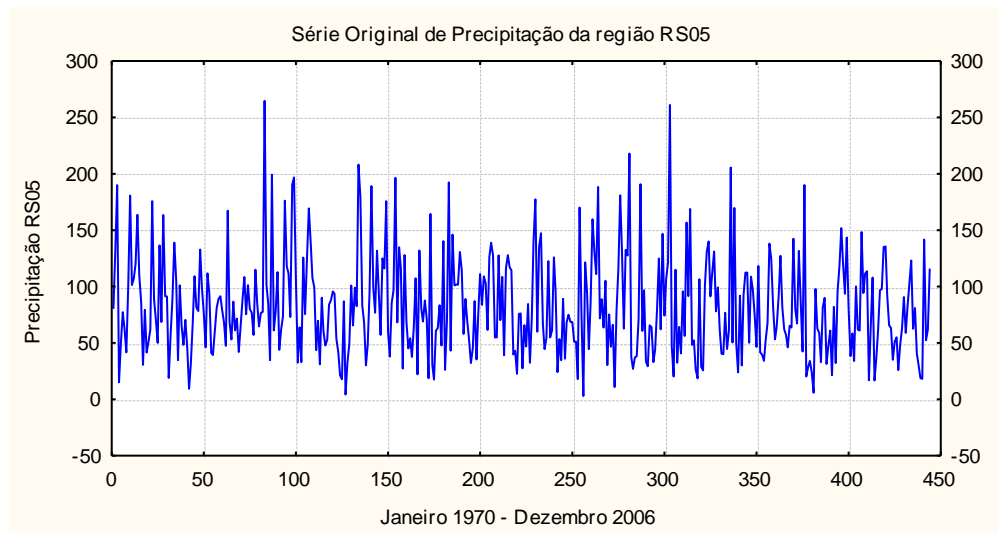


Figura 59 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Na análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária. São exibidos na Figura 60, a Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS05.

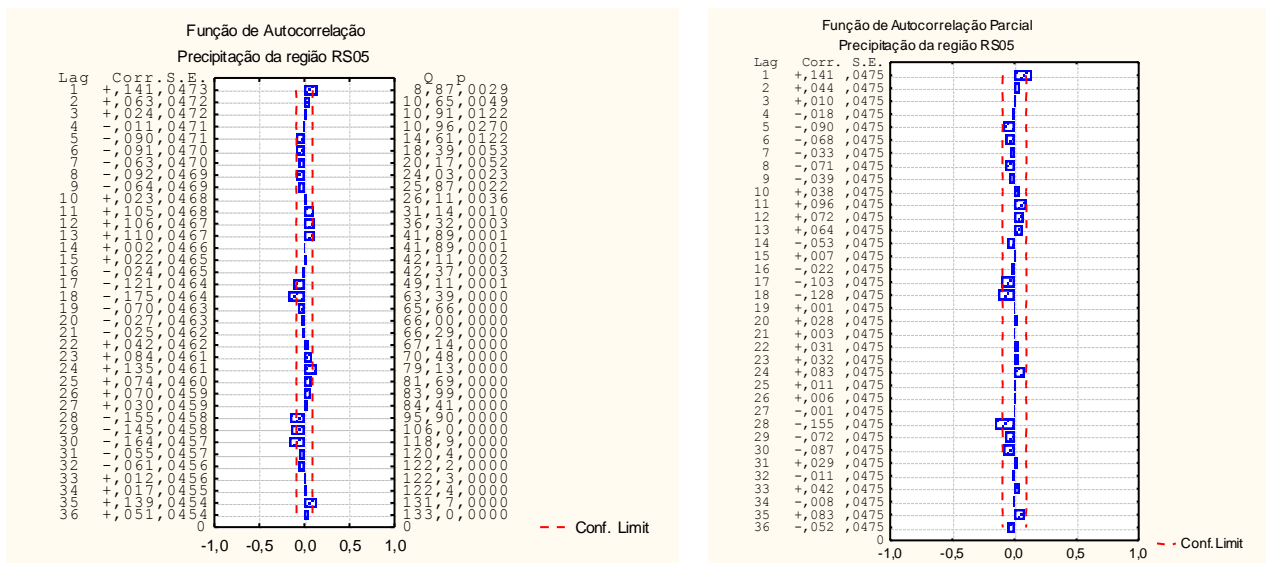


Figura 60 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Pela análise da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série não assume um comportamento estacionário.

Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$ pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

O teste de Mann Kendall é apresentado na Tabela 31. Na variável precipitação observe-se no verão tendência é positiva, e no outono, no inverno e na primavera a tendência é negativa.

Tabela 31 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS05 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	20
Outono	-98
Inverno	-140
Primavera	-155

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, também foi realizado, para $\alpha = 5\%$, temos $p = 0,2124$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 61, segue o gráfico da série original e diferenciada.

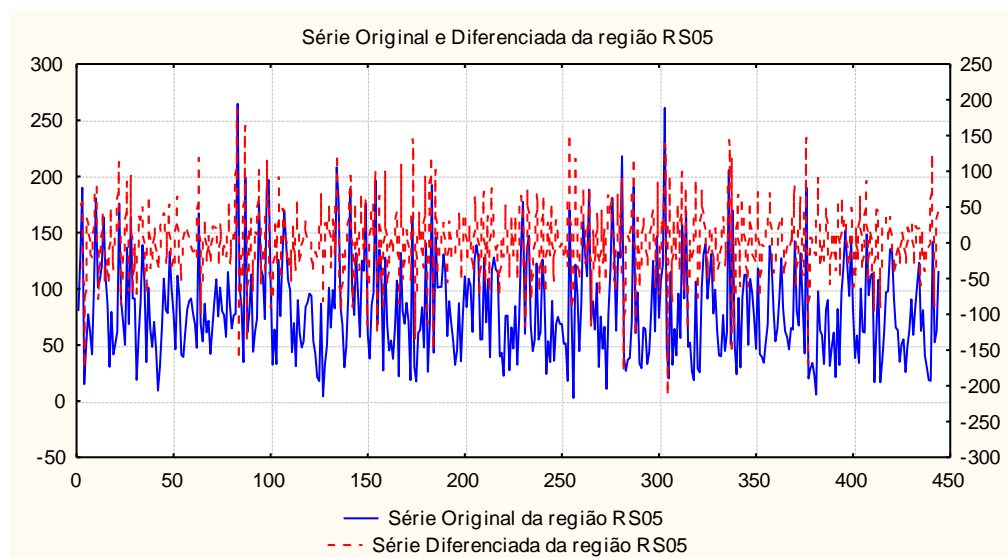


Figura 61 – Série Original e Diferenciada da região RS05 na variável precipitação

Observa-se, pela Figura 61, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Desse modo os modelos encontrados para a precipitação da região RS05 estão descritos na Tabela 32. O modelo mais adequado é um $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 32 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS05

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
$SARIMA(1,0,1)(0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,7469$ $\theta_1 = 0,7033$ $\Theta_1 = 0,8509$	0,1647 0,1734 0,0247	0,0000 0,0000 0,0000	2212,88	2225,09
$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	$\Theta_1 = 0,8534$	0,0241	0,0000	2210,73	2214,79
$SARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,8887$ $\Theta_1 = 0,8348$	0,0233 0,0265	0,0000 0,0000	2237,84	2245,98
$SARIMA(1,1,2)(0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = -0,9736$ $\theta_1 = -0,1171$ $\theta_2 = 0,8675$ $\Theta_1 = 0,8229$	0,0178 0,0245 0,0237 0,0276	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	5932,26	5948,53
$SARIMA(2,0,2)(0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 1,3655$ $\phi_2 = -0,6726$ $\theta_1 = 1,3836$ $\theta_2 = -0,7514$ $\Theta_1 = 0,8523$	0,1906 0,1516 0,1655 0,1253 0,0251	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	2210,94	2229,28

Conforme mostra a Figura 62, a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

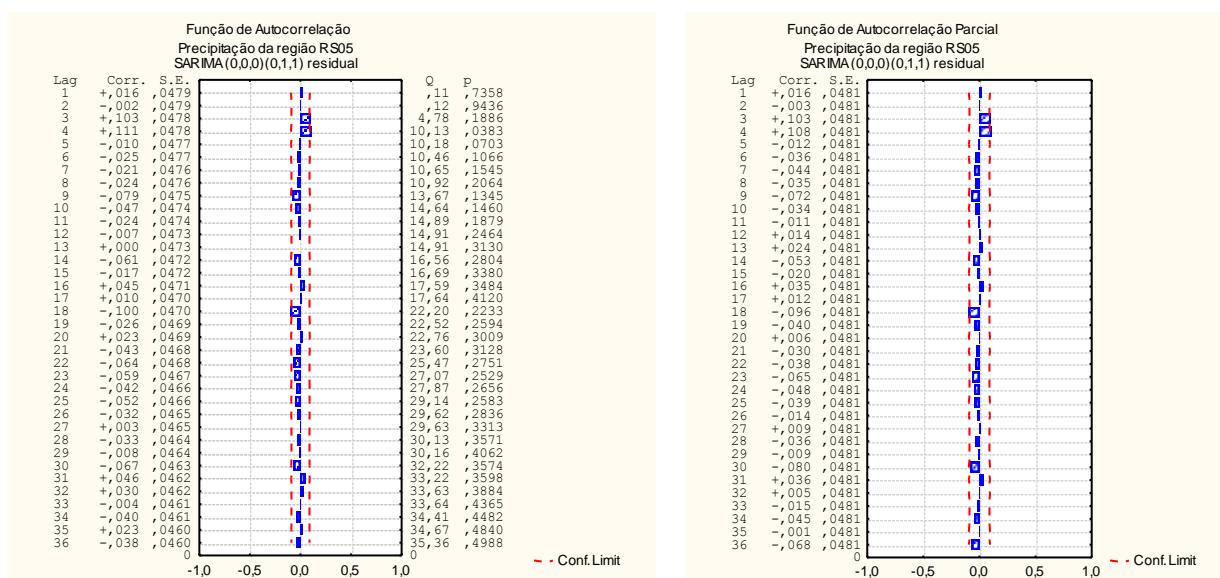


Figura 62 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Escrevendo o modelo encontrado, temos que a precipitação da região RS05 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - 0,8534B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 33 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS05, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	86,11	108,54	25,42	291,76
Fev/07	91,15	39,19	26,90	308,84
Mar/07	67,32	138,33	19,87	228,10
Abr/07	57,93	32,28	17,10	196,27
Mai/07	52,49	59,62	15,49	177,86
Jun/07	40,70	14,64	12,01	137,91
Jul/07	33,95	9,50	10,02	115,04
Ago/07	50,55	85,10	14,92	171,28
Set/07	62,36	131,17	18,41	211,29
Out/07	80,65	124,55	23,80	273,27
Nov/07	87,71	51,23	25,89	297,18
Dez/07	101,01	143,70	29,81	342,24

O gráfico da série original e das previsões está na Figura 63, para a precipitação da região RS05 dos meses de janeiro a dezembro de 2007.

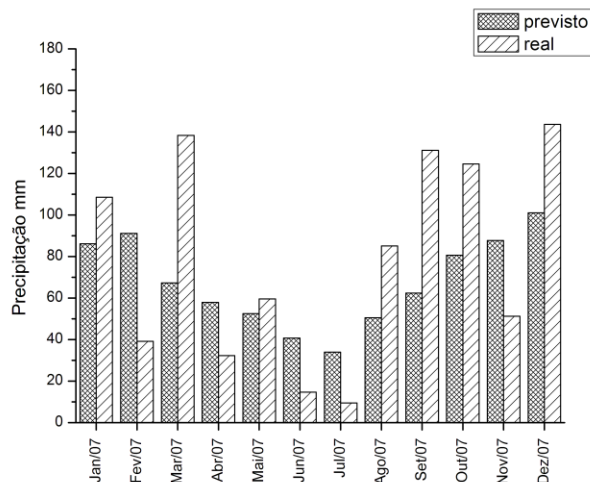


Figura 63 – Série Original e Previsão da região RS05 para o ano de 2007

Neste caso o modelo captou somente a componente sazonal de médias móveis, ou seja, estimou o parâmetro apenas pelo erro, o que pode ser observado no detrimento das previsões. Novamente o mês de julho apresentou valor real fora do limite inferior de confiabilidade calculado pelo modelo.

- Temperatura

O gráfico da série original da temperatura na região RS05 é apresentado na Figura 64.

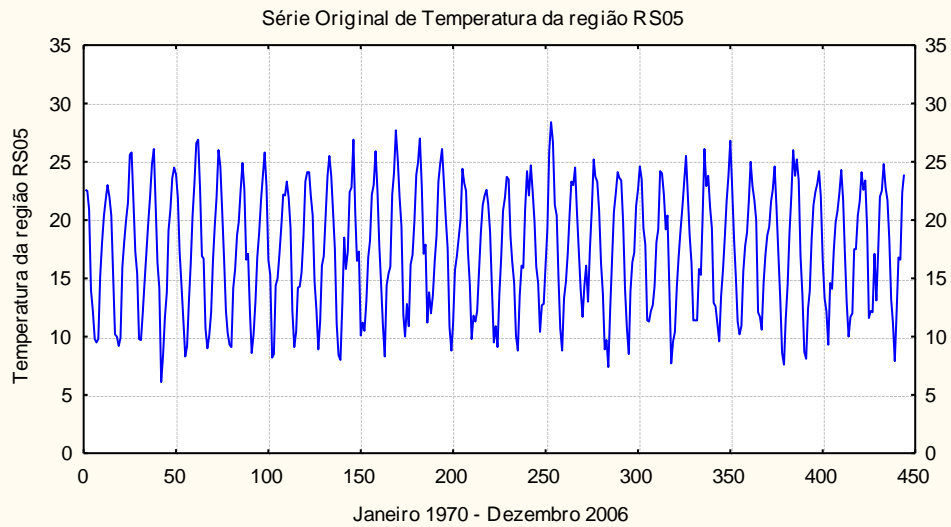


Figura 64 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise visual do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS05 são mostrados na Figura 65.

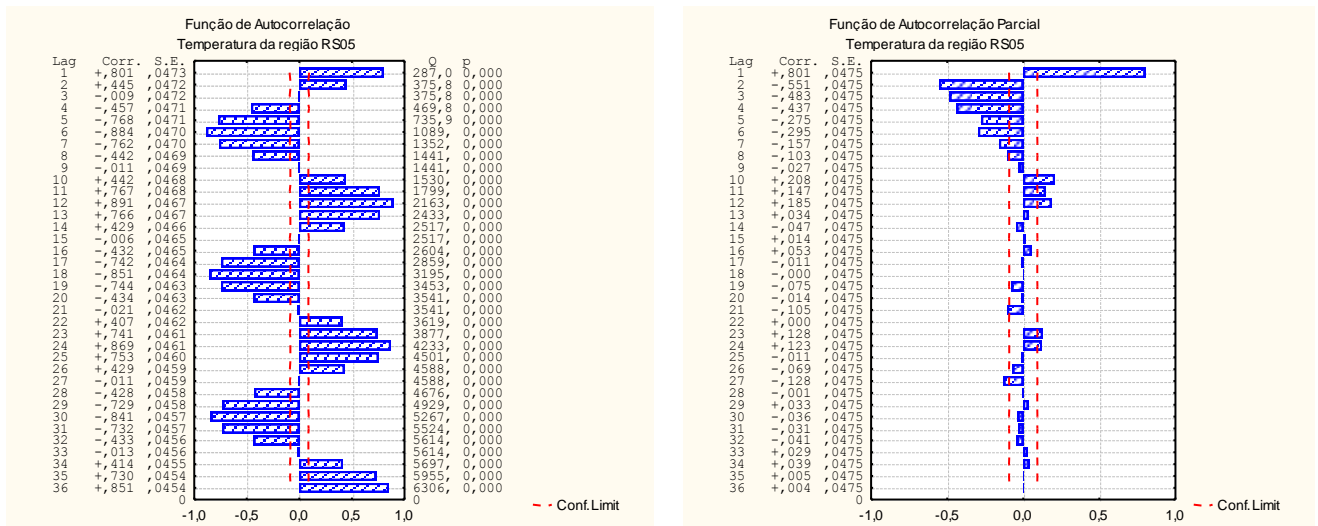


Figura 65 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS05, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Na Função de Autocorrelação da série original é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho semelhante a uma senóide.

Com o cálculo teste do Sinal (Cox-Stuart), considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na variável temperatura observa-se comportamento contrário, no verão tem-se tendência negativa e no outono, no inverno e na primavera a tendência é positiva, segundo o teste de Mann Kendall apresentado na Tabela 34.

Tabela 34 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS05 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-46
Outono	7
Inverno	198
Primavera	112

Pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, para $\alpha = 5\%$, tem-se $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 66, segue o gráfico da série original e diferenciada.

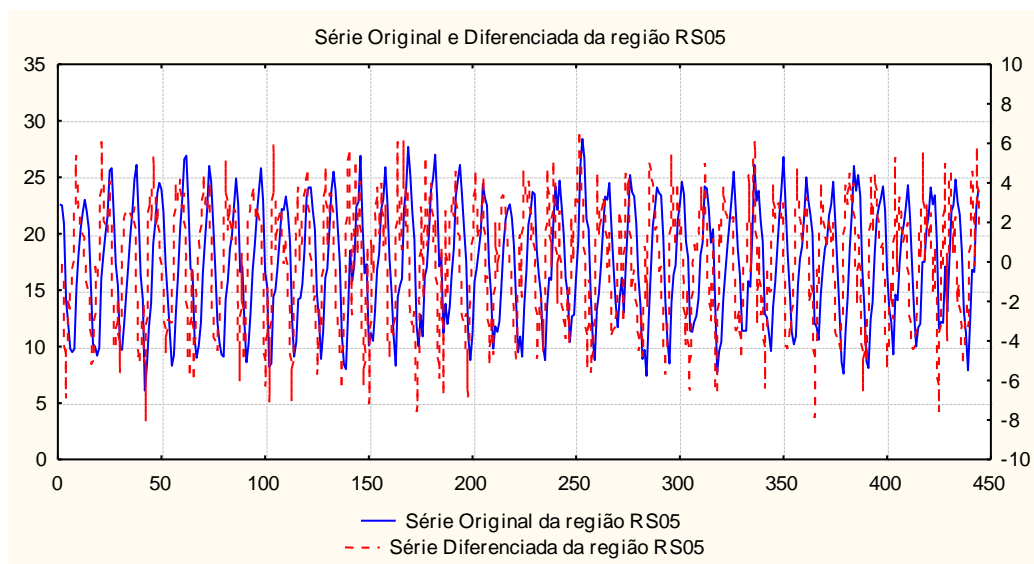


Figura 66 – Série Original e Diferenciada da região RS05 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 66, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 35, observa-se os modelos encontrados para a temperatura da região RS05, em que o modelo mais adequado é um $SARIMA(1,0,0)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 35 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS05

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA (1,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1854$	0,0487	0,0002	746,62	758,81
	$\theta_1 = 0,9751$	0,0093	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,8572$	0,0244	0,0000		
SARIMA (0,0,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = -0,1921$	0,0468	0,0000	741,86	750,00
	$\Theta_1 = 0,8475$	0,0239	0,0000		
SARIMA (1,0,0) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1984$	0,0476	0,0000	741,14	749,27
	$\Theta_1 = 0,8492$	0,0238	0,0000		
SARIMA (0,1,2) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,7922$	0,0472	0,0000	746,96	759,16
	$\theta_2 = 0,1768$	0,0469	0,0002		
	$\Theta_1 = 0,8574$	0,0245	0,0000		
SARIMA (0,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,9660$	0,0139	0,0000	758,98	767,11
	$\Theta_1 = 0,8575$	0,0244	0,0000		

Ao analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 67, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

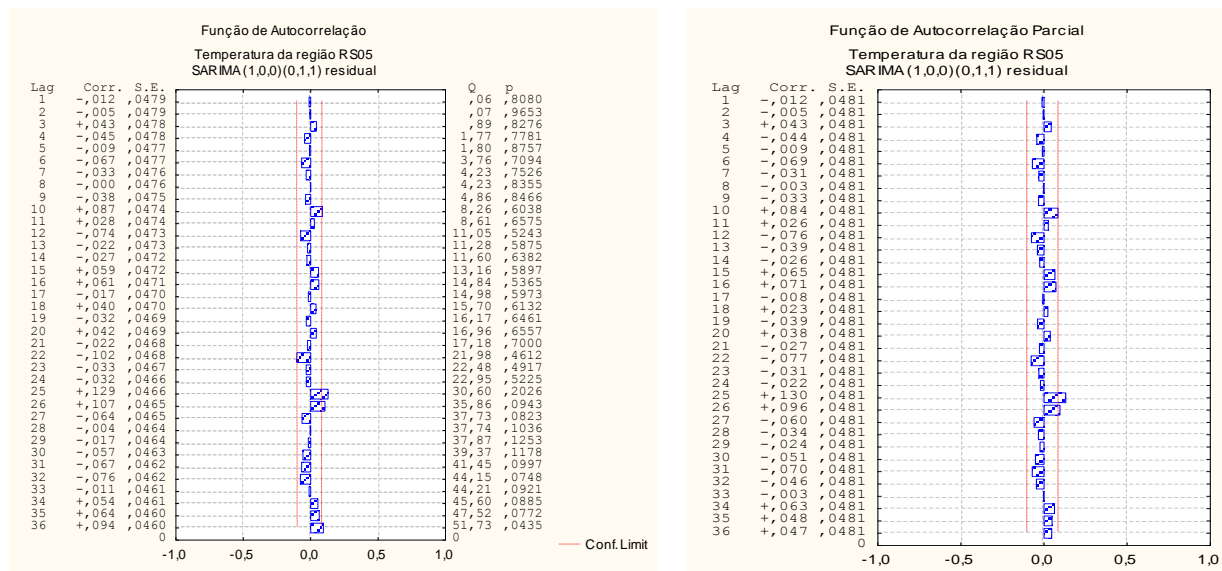


Figura 67 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

A expressão do modelo encontrado, para a temperatura da região RS05 é representado por:

$$(1 - B)(1 - 0,1984B)Z_t = (1 - 0,8492B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 36 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS05, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	24,03	24,74	19,23	30,01
Fev/07	23,96	25,95	19,10	30,06
Mar/07	21,91	22,50	17,46	27,50
Abr/07	18,13	17,67	14,45	22,75
Mai/07	13,24	17,87	10,55	16,61
Jun/07	10,74	13,15	8,56	13,48
Jul/07	9,82	7,48	7,83	12,32
Ago/07	12,70	11,16	10,12	15,93
Set/07	14,98	14,23	11,93	18,79
Out/07	17,31	16,29	13,79	21,72
Nov/07	20,68	17,94	16,48	25,95
Dez/07	22,71	21,44	18,10	28,50

Na Figura 68, observa-se o gráfico das previsões da temperatura da região RS05, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

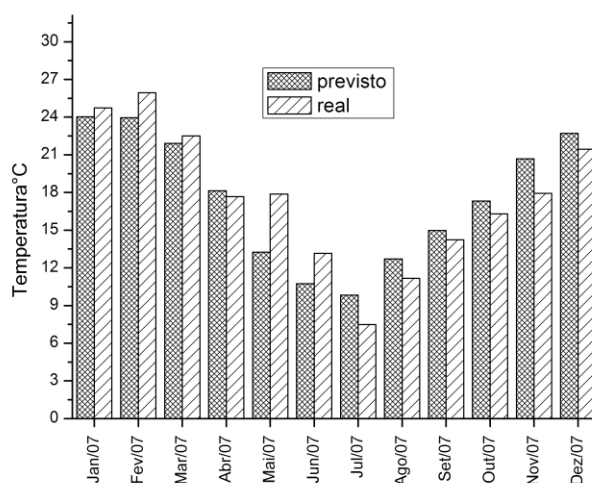


Figura 68 – Série Original e Previsão da região RS05 para o ano de 2007

No caso da temperatura o modelo captou a parte autoregressiva da série o que resultou numa previsão melhor do que no caso da precipitação. Esta região situa-se no centro do Estado

do Rio Grande do Sul, com diversos tipos de culturas, portanto as previsões encontradas poderão ser favoráveis para os agricultores, pois as estimativas foram executadas por meio de uma ferramenta muito criteriosa. Outra vez o mês de julho saiu limite inferior de confiabilidade.

4.6 Região RS06

A região RS06 está localizada no litoral do estado, constituído por uma zona agrícola de uso intensivo no verão e no inverno. Os principais municípios que compõem esta região são: Torres, Capão da Canoa, Palmares do Sul e Tramandaí. Sua principal atividade produtora é o plantio de arroz e a pesca.

- Análise descritiva

Nos resultados encontrados para a região RS06, vê-se que o coeficiente de variação de Pearson, para a temperatura, é significativo, o que revela ser a média significativa para esta variável. Analisando o coeficiente de variação, para a precipitação, vê-se que não é significativo. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão, conforme Tabela 37.

Tabela 37 – Medidas descritivas da região RS06 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	74,06	20,92
Moda	52,60	18,40
Desvio Padrão	42,01	2,69
Coeficiente de variação (%)	56,72	12,84

- Densidade Espectral

A Figura 69 mostra que o pico significativo para precipitação de 2,7 meses (ciclo sazonal) e para a temperatura o pico significativo de apenas 12 meses (ciclo anual).

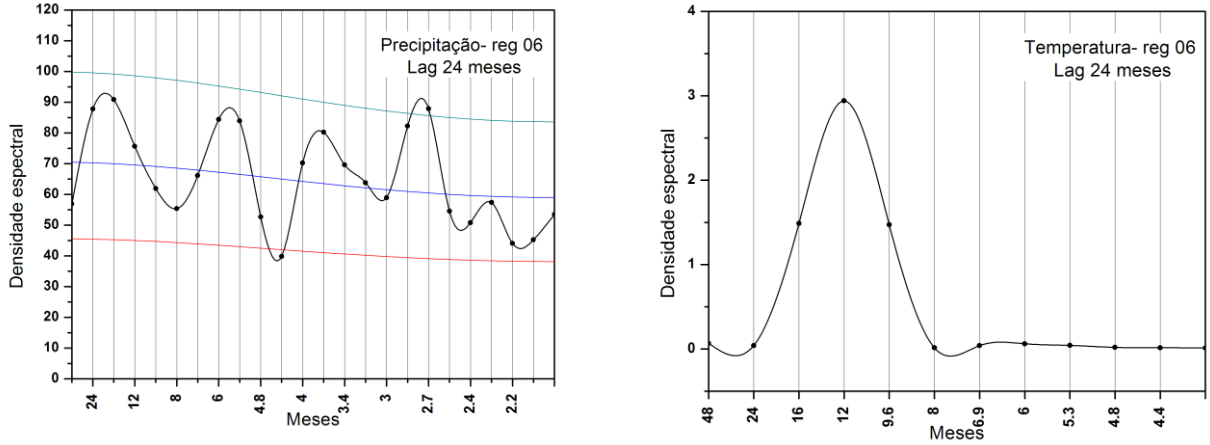


Figura 69 – Densidade espectral da região RS06 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Pela Figura 70, observa-se que os picos significativos para precipitação são de 5 anos (El Niño) e 1,8 anos (ciclo quase bienal). E para a temperatura, os picos significativos são de 6,7 anos, 2,9 anos (ambos El Niño) e 1,5 anos (ciclo quase bienal).

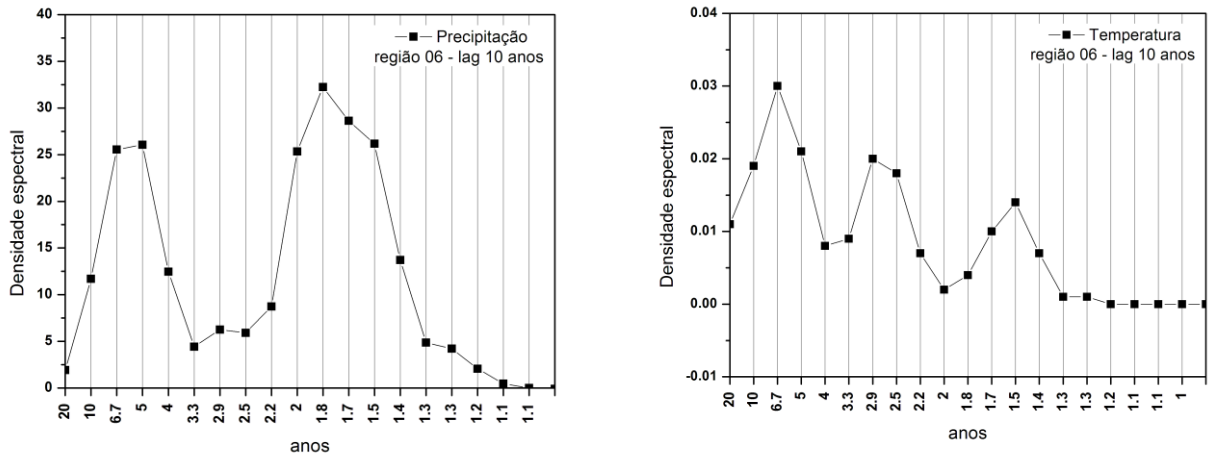


Figura 70 – Densidade espectral da região RS06 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

Na Figura 71 é apresentado o gráfico da série original da precipitação da região RS06:

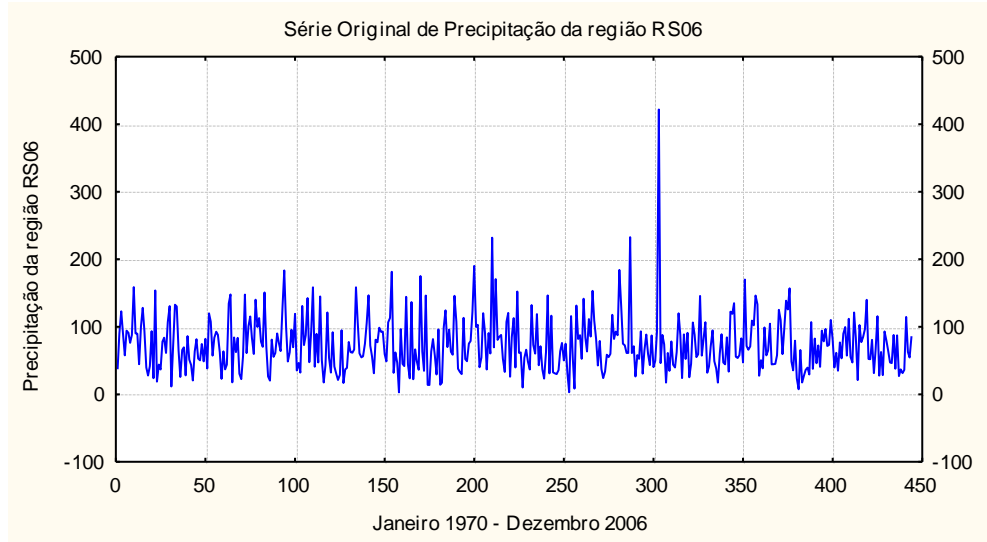


Figura 71 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Por meio da análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS06 são exibidos na Figura 72.

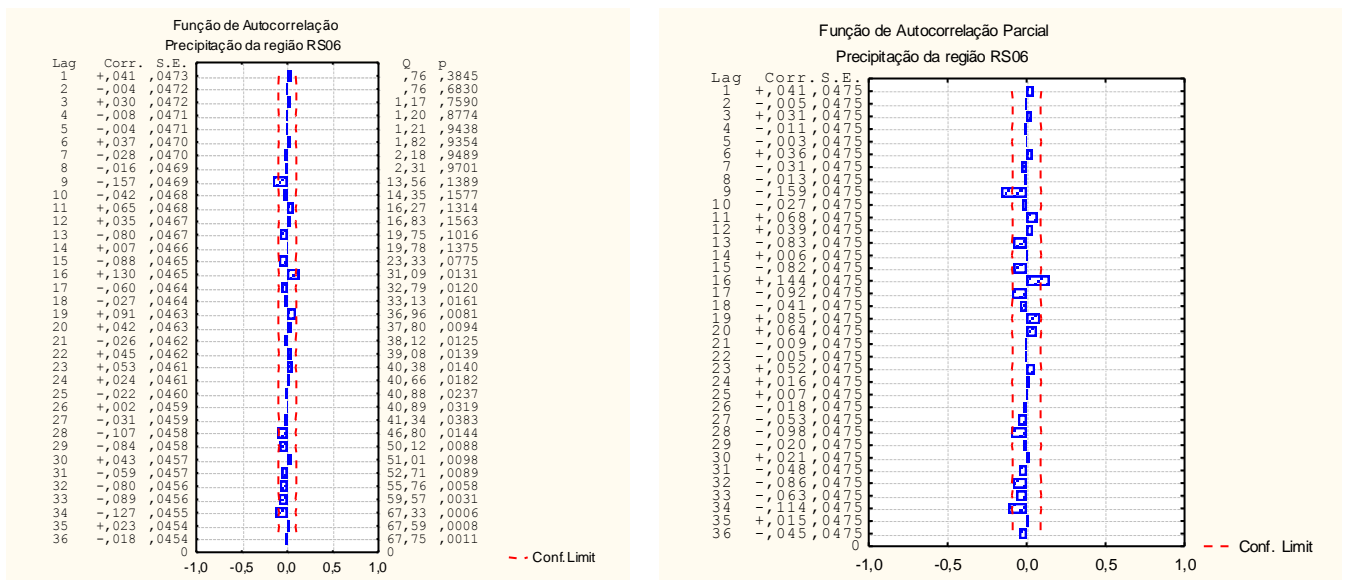


Figura 72 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série não assume um comportamento estacionário.

Com um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$ pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Analisa-se o teste de Mann Kendall e conclui-se que na variável precipitação observa-se no verão tendência positiva, e no outono, no inverno e na primavera a tendência é negativa, conforme Tabela 38.

Tabela 38 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS06 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	11
Outono	- 44
Inverno	-148
Primavera	- 42

A sazonalidade é verificada pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 0,1960$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 73, segue o gráfico da série original e diferenciada.

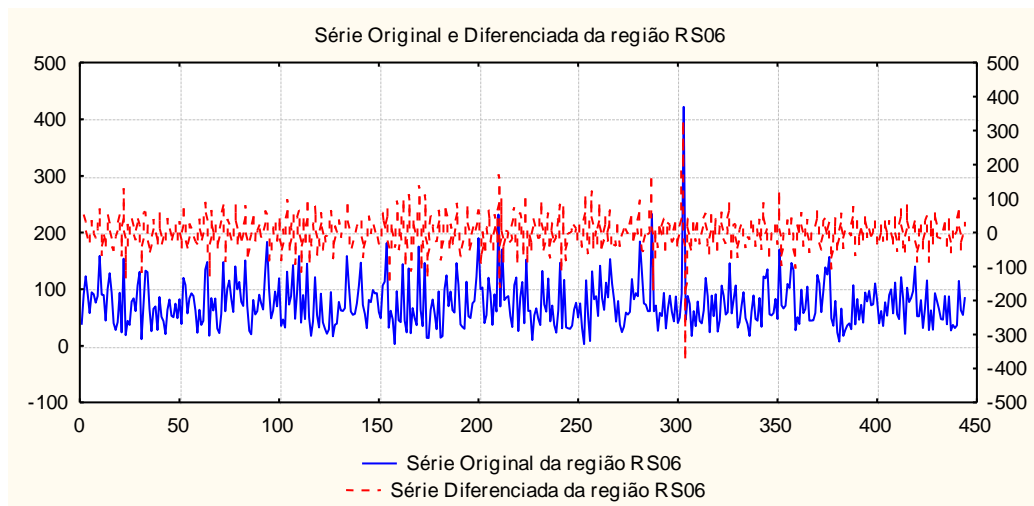


Figura 73 – Série Original e Diferenciada da região RS06 na variável precipitação

É possível observar, pela Figura 73, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série.

Segue a tabela 39 com os modelos encontrados para a precipitação da região RS06, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA (0,0,0)(0,1,1)₁₂*, identificado assim pelo menor SBC e por ser um modelo mais parcimonioso.

Tabela 39 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS06

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (0,0,0)(0,1,1)₁₂	$\Theta_1 = 0,8928$	0,0208	0,0000	2246,55	2250,62
SARIMA (0,0,0)(1,1,2) ₁₂	$\Phi_1 = 0,7059$ $\Theta_1 = 1,6408$ $\Theta_2 = -0,6784$	0,1769 0,1653 0,1478	0,0001 0,0000 0,0000	2248,90	2261,11
SARIMA (1,0,1)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,8327$ $\theta_1 = 0,7438$ $\Theta_1 = 0,9053$	0,1101 0,1312 0,0211	0,0000 0,0000 0,0000	2239,95	2252,15
SARIMA (1,0,1)(1,1,2) ₁₂	$\phi_1 = 0,8375$ $\theta_1 = 0,7518$ $\Phi_1 = 0,6737$ $\Theta_1 = 1,6147$ $\Theta_2 = -0,6504$	0,1161 0,1388 0,2145 0,2033 0,1848	0,0000 0,0000 0,0018 0,0000 0,0005	2242,84	2263,19
SARIMA (0,1,1)(0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,9073$ $\Theta_1 = 0,9186$	0,0233 0,0198	0,0000 0,0000	2247,72	2255,85

Assim a adequação do modelo pode ser verificada analisando a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 74, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

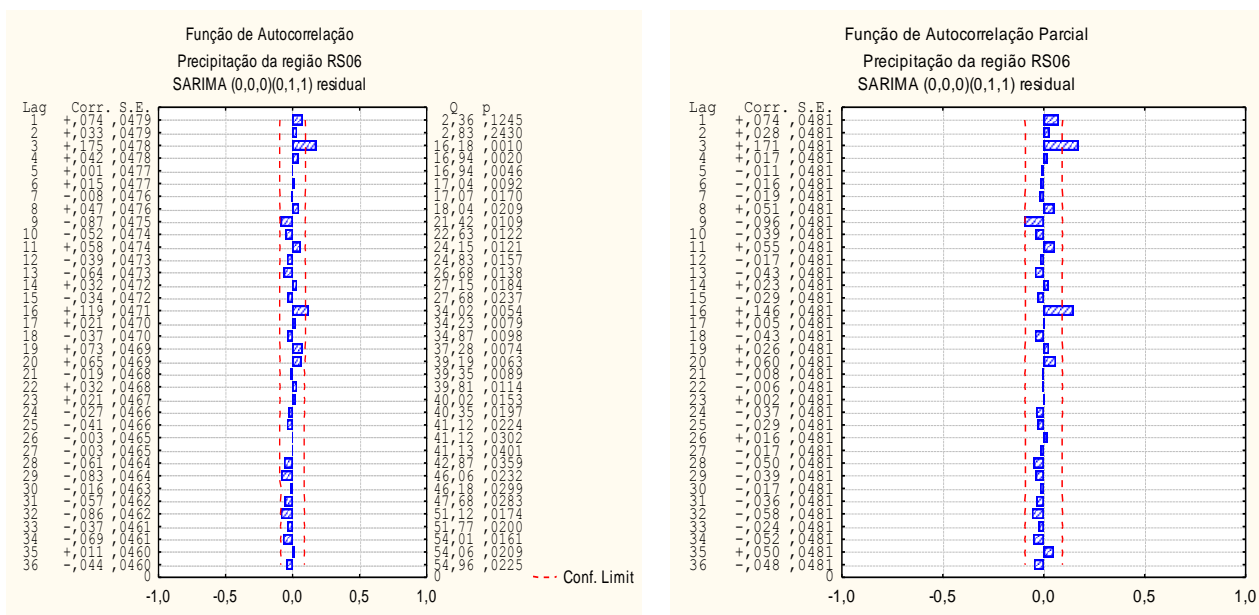


Figura 74 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

O modelo encontrado para a precipitação da região RS06 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 - 0,8928B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 40 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS06, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	57,58	73,76	16,14	205,42
Fev/07	74,83	13,69	20,97	266,97
Mar/07	64,73	73,33	18,14	230,94
Abr/07	72,25	51,28	20,25	257,77
Mai/07	64,48	58,78	18,07	230,05
Jun/07	47,50	22,48	13,31	169,48
Jul/07	56,11	46,75	15,73	200,19
Ago/07	55,41	88,43	15,53	197,71
Set/07	66,48	80,39	18,63	237,20
Out/07	78,40	164,19	21,97	279,70
Nov/07	61,89	35,24	17,35	220,80
Dez/07	54,03	69,85	15,14	192,77

Na Figura 75, encontra-se o gráfico das previsões da precipitação da região RS06, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

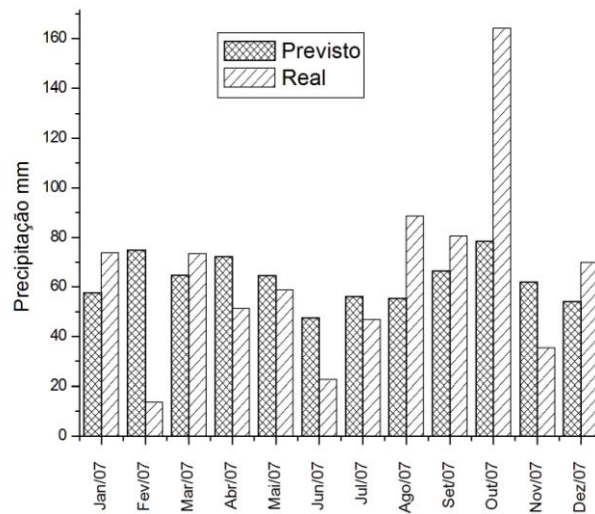


Figura 75 – Série Original e Previsão da região RS06 para o ano de 2007

O modelo encontrado para a série de precipitação da região RS06 foi o que apresentou menor diferença entre o valor previsto e o valor real, na maioria dos meses. No entanto os meses de fevereiro, junho e outubro mostraram resultados inadequados. Estes meses indicam mudança de estação do ano, como esta região é próxima do litoral a precipitação pode estar influenciada pela temperatura oceânica que tem uma resposta a mudança de estação mais lenta que o continente, e o modelo não conseguiu capturar este sinal.

- Temperatura

Na Figura 76 é apresentado o gráfico da série original da temperatura na região RS06.

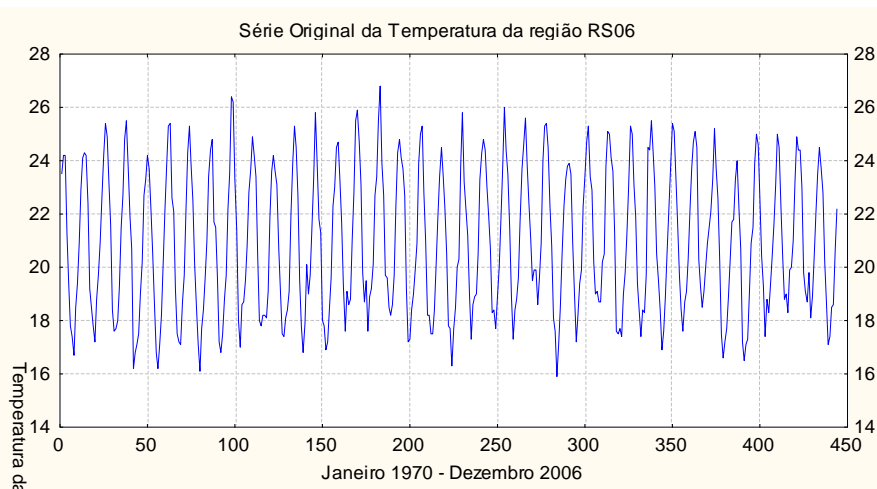


Figura 76 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

Segue o gráfico da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS06 são apresentados na Figura 77.

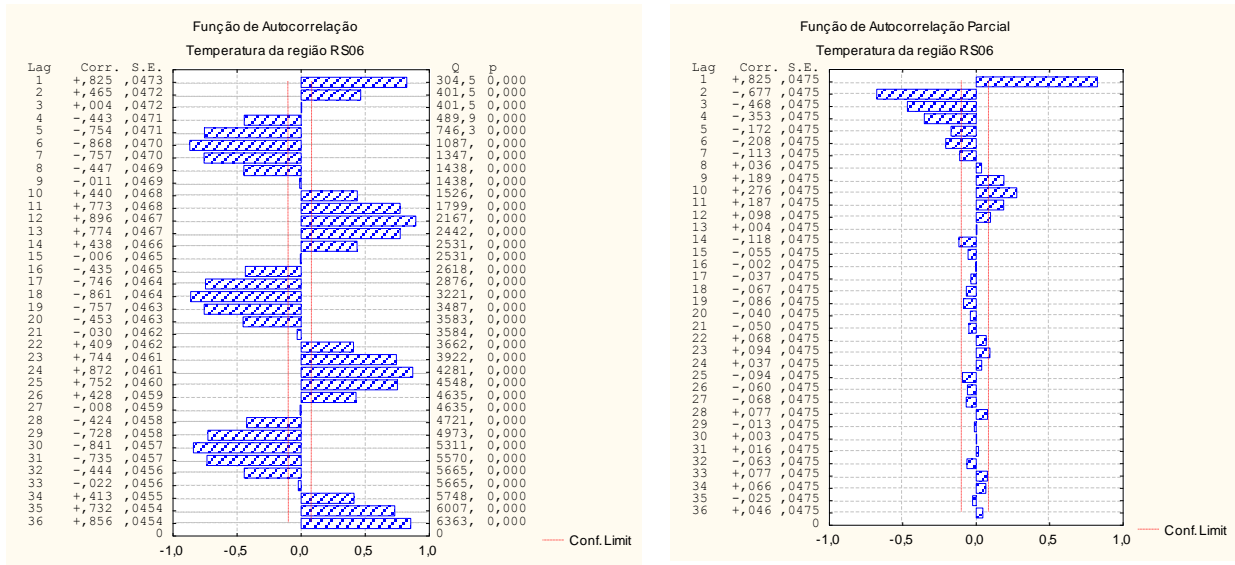


Figura 77 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS06, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série não assume um comportamento estacionário por apresentar um desempenho de uma senóide.

A tendência é examinada pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na Tabela 41, apresenta-se o teste de Mann Kendall. Nota-se que na variável temperatura o verão, o outono, o inverno e a primavera, a tendência é positiva.

Tabela 41 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS06 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	5
Outono	50
Inverno	190
Primavera	124

Com o teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, tem-se para $\alpha = 5\%$, $p = 1,000$, e como $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 78, segue o gráfico da série original e diferenciada.

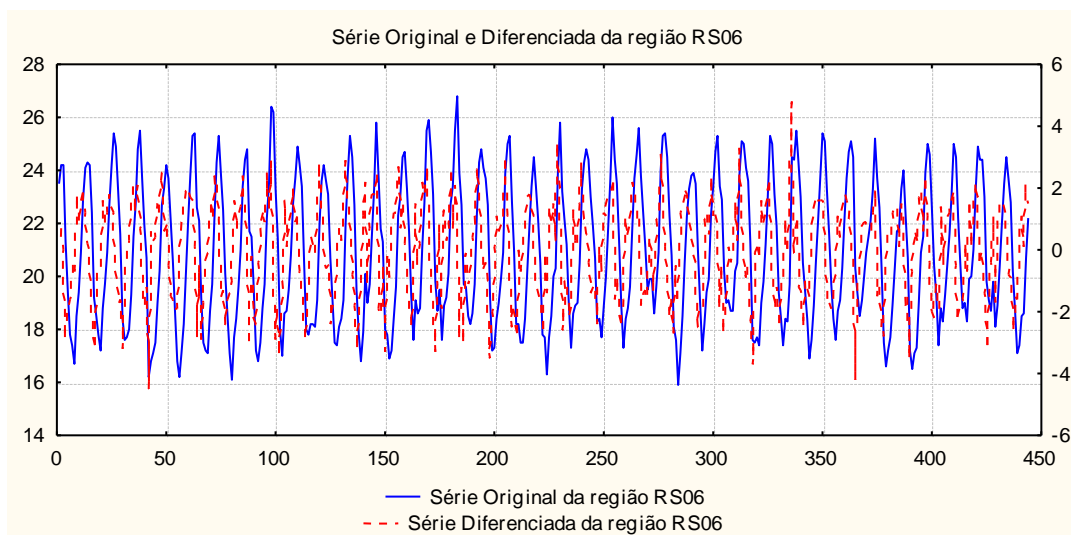


Figura 78 – Série Original e Diferenciada da região RS06 na variável temperatura

Nota-se, pela Figura 78, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Observa-se, na Tabela 42, os modelos encontrados para a temperatura da região RS06, em que o modelo mais adequado é um $SARIMA (1,0,0) (0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 42 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS06

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
$SARIMA (1,0,0) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,4691$ $\Theta_1 = 0,8482$	0,0429 0,0245	0,0000 0,0000	2363,16	2371,30
$SARIMA (1,1,1) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = 0,3732$ $\theta_1 = 0,8895$ $\Theta_1 = 0,8522$	0,0597 0,0306 0,0245	0,0000 0,0000 0,0000	2372,22	2384,41
$SARIMA (0,1,2) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = 0,5273$ $\theta_2 = 0,2606$ $\Theta_1 = 0,8493$	0,04614 0,0485 0,0247	0,0000 0,0000 0,0000	2375,63	2387,63
$SARIMA (0,0,2) (0,1,1)_{12}$	$\theta_1 = -0,4271$ $\theta_2 = -0,1543$ $\Theta_1 = 0,8443$	0,0479 0,0462 0,0247	0,0000 0,0018 0,0000	2375,55	2387,76
$SARIMA (1,1,0) (0,1,1)_{12}$	$\phi_1 = -0,3105$ $\Theta_1 = 0,8678$	0,0459 0,0236	0,0000 0,0000	2442,03	2450,16

Pode-se verificar a adequação do modelo por meio da análise da Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial, em que os resíduos encontram-se, no mínimo 95% dentro dos limites de confiabilidade, conforme Figura 79.

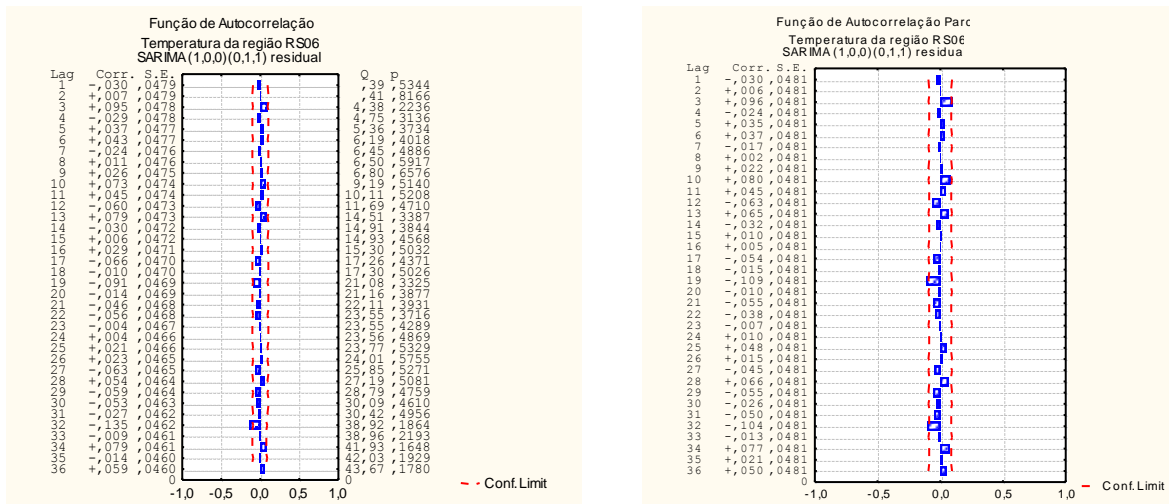


Figura 79 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Escrevendo o modelo encontrado, temos que a temperatura da região RS06 é representado por:

$$(1 - B)(1 - 0,4691B)Z_t = (1 - 0,8482B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 43 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS06, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	23,68	23,58	22,23	25,13
Fev/07	24,76	24,15	23,15	26,36
Mar/07	24,27	25,61	22,63	25,91
Abr/07	22,85	23,17	21,20	24,49
Mai/07	20,54	22,49	18,89	22,18
Jun/07	18,76	20,40	17,11	20,41
Jul/07	17,87	17,22	16,23	19,52
Ago/07	18,09	17,35	16,44	19,74
Set/07	18,44	17,74	16,79	20,08
Out/07	19,18	18,61	17,54	20,83
Nov/07	20,61	19,21	18,97	22,26
Dez/07	22,28	21,20	20,63	23,92

Na Figura 80, observa-se o gráfico das previsões da temperatura da região RS06, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

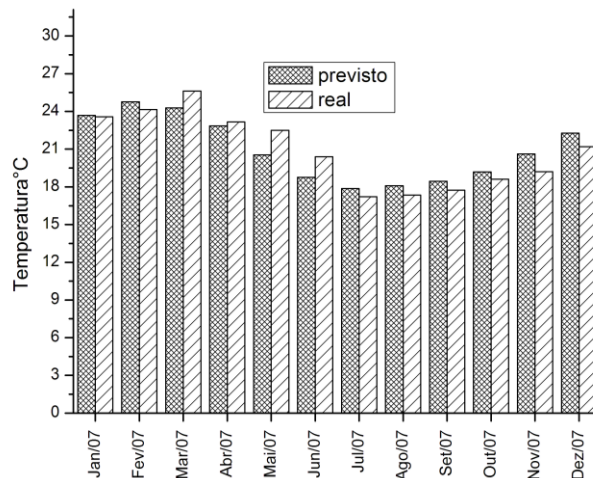


Figura 80 – Série Original e Previsão da região RS06 para o ano de 2007

A série de temperatura para esta região não apresenta grande amplitude entre os meses frios e quentes, o que facilita na captura das principais informações pelo modelo. Sendo o modelo encontrado o que melhor conseguiu prever os meses futuros.

4.7 Região RS07

A região RS07 é constituída predominantemente de campos limpos com tapetes herbáceos baixos e densos. O principal município desta região é Bagé. Existe predominância na criação de gado.

- Análise descritiva

Conforme mostra a Tabela 44, o coeficiente de variação de Pearson da região RS07, para a temperatura, é significativo, pois é menor que 50%, revelando que a média é significativa para esta variável. Porém, para a precipitação, o coeficiente de variação não é significativo. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão.

Tabela 44 – Medidas descritivas da região RS07 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	74,91	17,19
Moda	80,60	21,60
Desvio Padrão	42,15	6,24
Coefficiente de variação (%)	56,27	36,28

- Densidade Espectral

Analisando-se a Figura 81, verifica-se que o pico significativo para precipitação e para a temperatura é de 12 meses (ciclo anual).

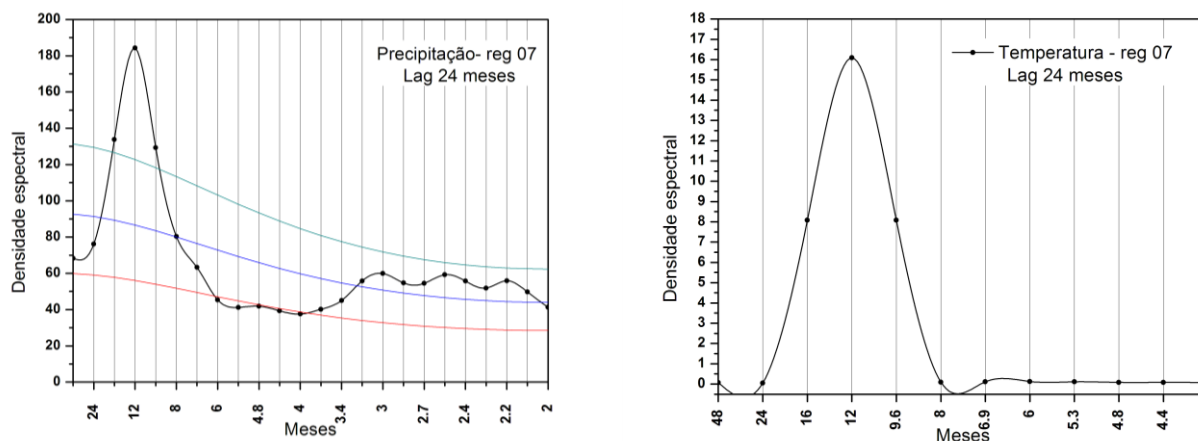


Figura 81 – Densidade espectral da região RS07 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Nota-se, pela Figura 82, que os picos significativos para precipitação são de 6,7 anos e 2,5 anos (ambos relacionados ao El Niño). E para a temperatura, picos significativos são de 6,7 anos (El Niño) e 1,5 anos (ciclo quase bienal).

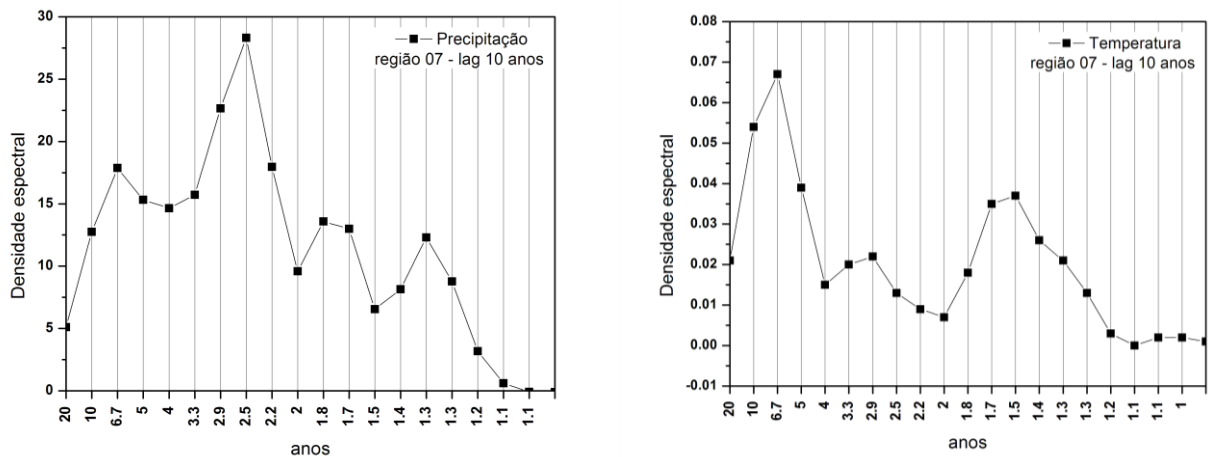


Figura 82 – Densidade espectral da região RS07 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

O gráfico da série original de precipitação da região RS07 está apresentado na Figura 83.

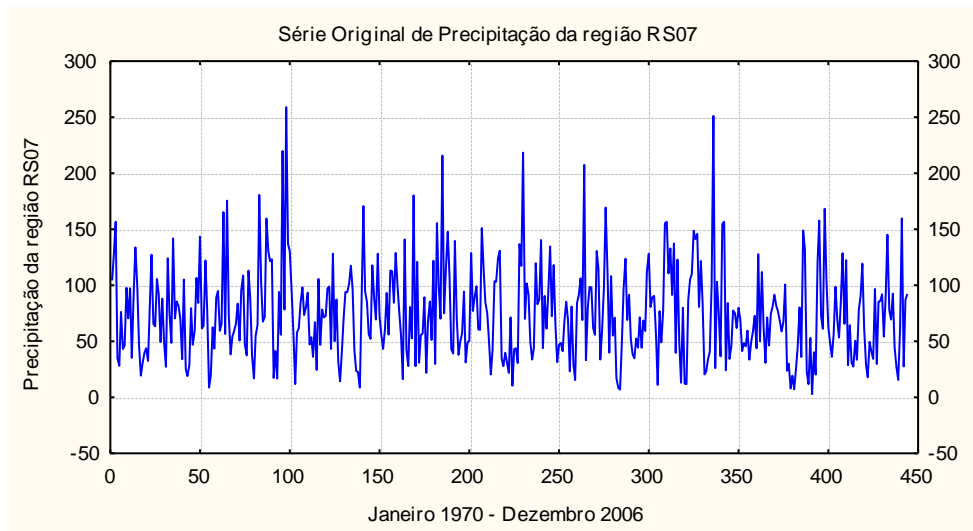


Figura 83 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Analisando-se o gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS07 são exibidos na Figura 84.

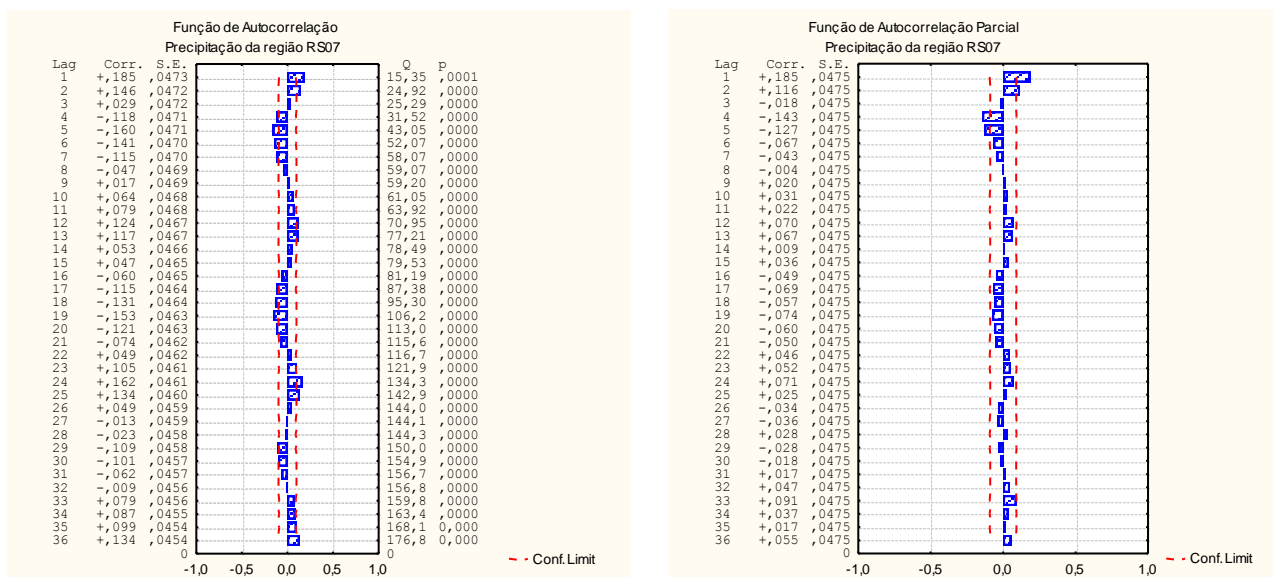


Figura 84 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS07 no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário.

Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$, pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Por meio da Tabela 45, é possível analisar o teste de Mann Kendall. Na variável precipitação observa-se que no verão, no outono e no inverno a tendência é negativa e na primavera a tendência é positiva.

Tabela 45 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS07 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	-47
Outono	-150
Inverno	-20
Primavera	2

Pelo teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, para $\alpha = 5\%$, tem-se $p = 0,4609$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 85, segue o gráfico da série original e diferenciada.

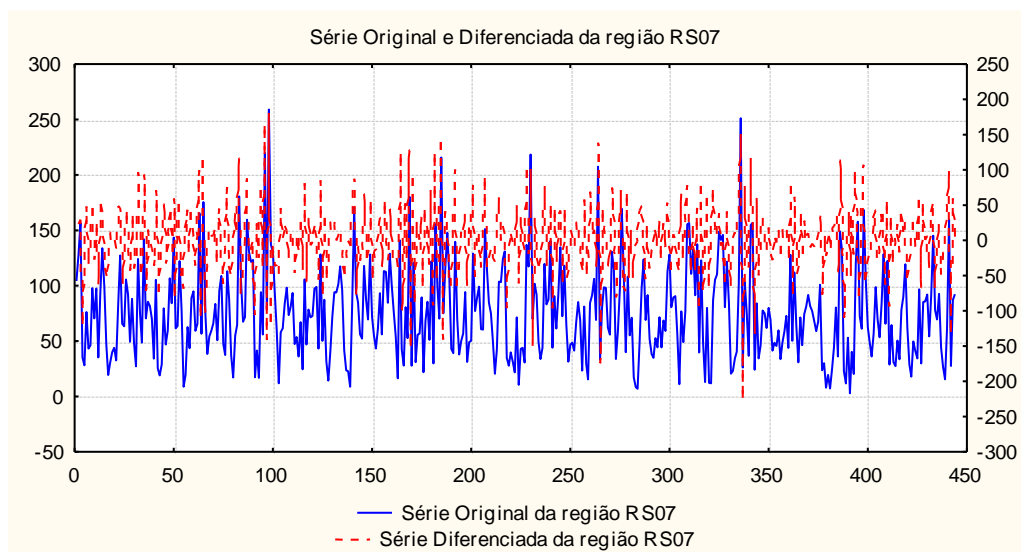


Figura 85 – Série Original e Diferenciada da região RS07 na variável precipitação

Observa-se, pela Figura 85, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na tabela 46, observa-se os modelos encontrados para a precipitação da região RS07, em que o modelo mais adequado é um $SARIMA (0,0,2)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 46 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS07

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA (0,0,2)(0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = -0,1308$	0,0479	0,0066	2224,84	2237,04
	$\theta_2 = -0,1042$	0,0493	0,0352		
	$\Theta_1 = 0,8496$	0,0255	0,0000		
SARIMA (0,1,2)(0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8391$	0,0439	0,0000	2238,57	2250,77
	$\theta_2 = 0,1211$	0,0437	0,0059		
	$\Theta_1 = 0,8469$	0,0267	0,0000		
SARIMA (1,1,1)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1512$	0,0497	0,0025	2237,02	2249,22
	$\theta_1 = 0,9671$	0,0115	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,8446$	0,0270	0,0000		
SARIMA (1,0,0)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1468$	0,0478	0,0023	2225,83	2238,96
	$\Theta_1 = 0,8524$	0,0254	0,0000		
SARIMA (1,1,2)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,4858$	0,1431	0,0008	2236,71	2252,98
	$\theta_1 = 1,3032$	0,1483	0,0000		
	$\theta_2 = -0,3223$	0,1451	0,0268		
	$\Theta_1 = 0,8403$	0,0275	0,0000		

O passo seguinte é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 86, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

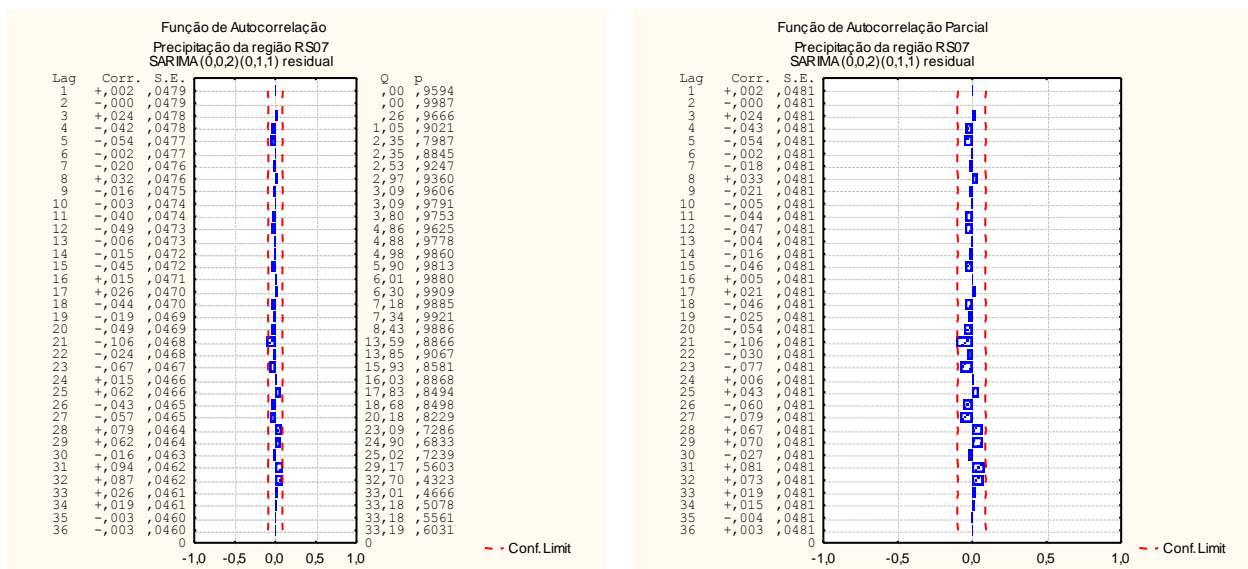


Figura 86 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

A expressão do modelo encontrado para a precipitação da região RS07 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 + 0,1308B)(1 + 0,1042B^2)(1 - 0,8496B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 47 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS07, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	68,96	67,46	20,00	237,71
Fev/07	77,50	115,03	22,25	269,97
Mar/07	69,50	158,92	19,82	243,73
Abr/07	58,48	12,74	16,68	205,08
Mai/07	40,03	180,25	11,42	140,40
Jun/07	44,94	68,86	12,81	157,59
Jul/07	26,19	3,08	7,47	91,83
Ago/07	48,67	11,53	13,88	170,67
Set/07	57,01	106,43	16,26	199,93
Out/07	61,22	71,66	17,46	214,68
Nov/07	83,94	37,13	23,93	294,35
Dez/07	89,69	164,99	25,58	314,53

Na Figura 87, observa-se o gráfico das previsões da precipitação, para os meses de janeiro a dezembro de 2007, como acima representado pela Tabela 47.

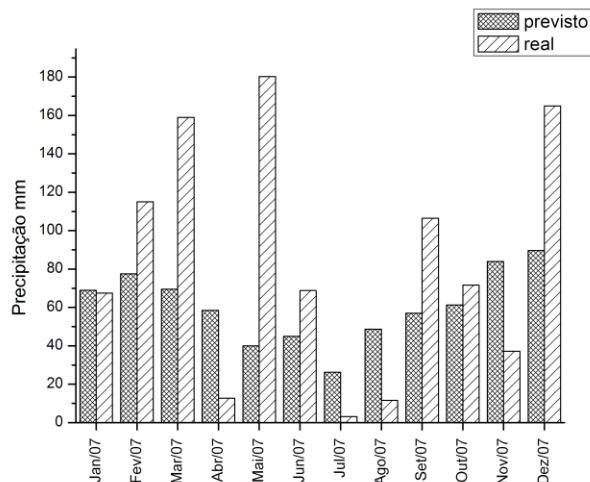


Figura 87 – Série Original e Previsão da região RS07 para o ano de 2007

Através da Tabela 47, é possível visualizar que as previsões mensais para o ano de 2007 possuem uma diferença bem significativa para os valores reais mensais deste período. Como acontece com modelos dinâmicos de previsão, existem regiões com baixa previsibilidade, isto provavelmente também está acontecendo neste caso.

- Temperatura

Na Figura 88 é apresentado o gráfico da série original da temperatura da região RS07.

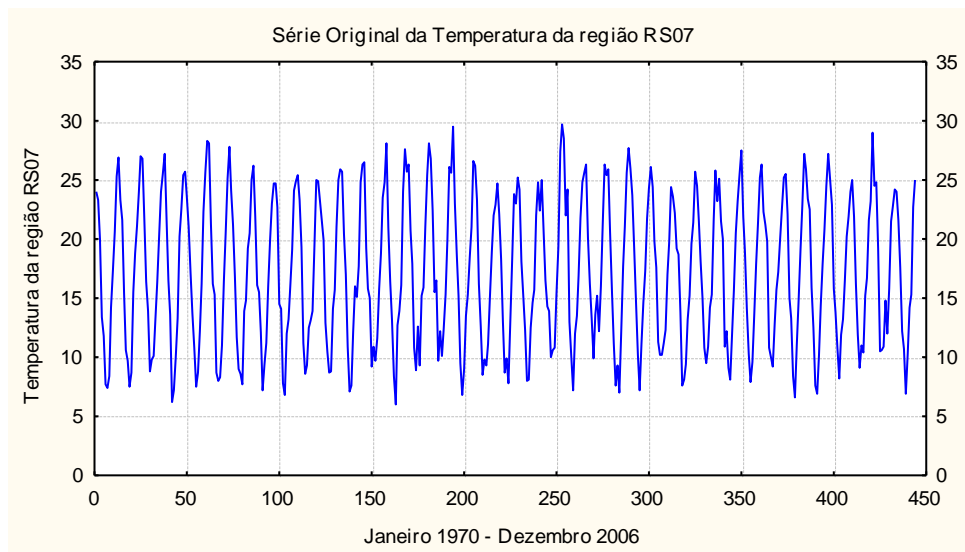


Figura 88 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS07 são mostrados na Figura 89.

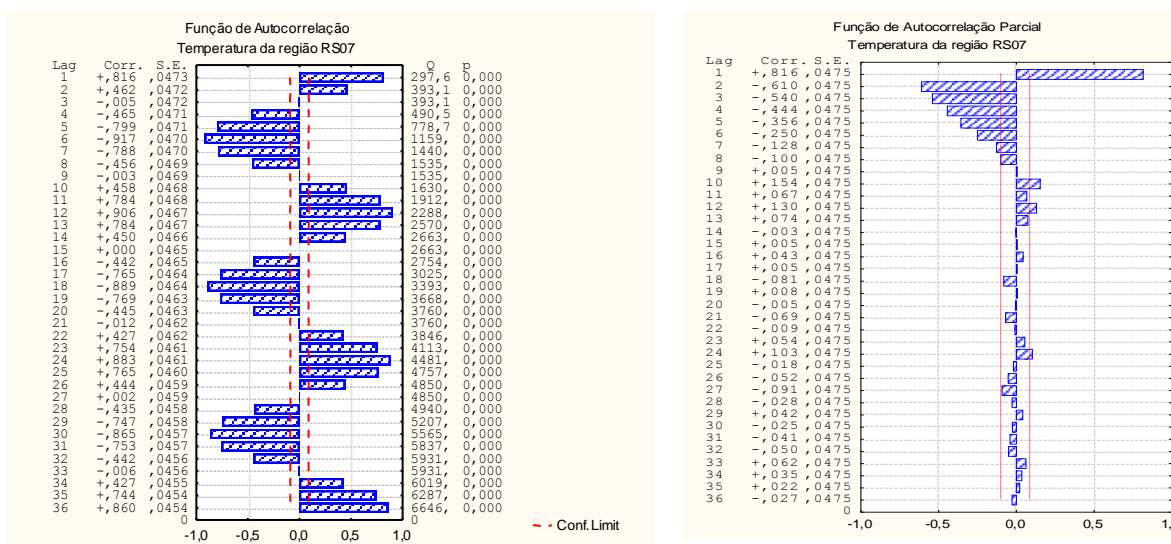


Figura 89 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS07, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série não assume um comportamento estacionário por apresentar um desempenho a uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) foi aplicado para verificar a existe tendência na série. Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na variável temperatura observa-se que no verão tem-se tendência negativa e no outono, no inverno e na primavera a tendência é positiva, segundo o teste de Mann Kendall apresentado na Tabela 48.

Tabela 48 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS07 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-52
Outono	81
Inverno	185
Primavera	79

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, também foi realizado para examinar a existência de sazonalidade. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 90, segue o gráfico da série original e diferenciada.

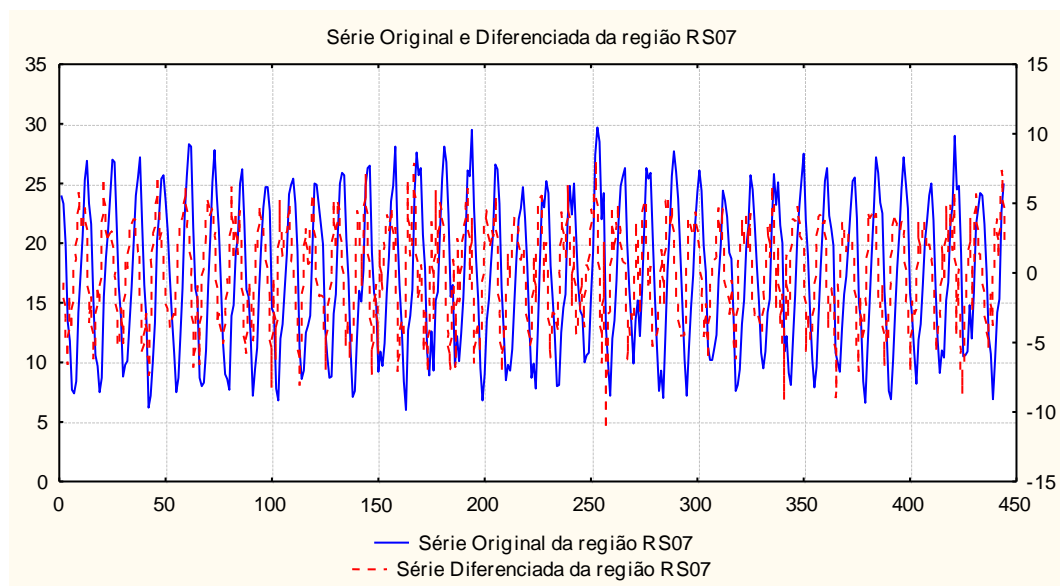


Figura 90 – Série Original e Diferenciada da região RS07 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 90, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Os modelos encontrados para a temperatura da região RS07 estão descritos na Tabela 49. O modelo mais adequado é um $SARIMA(0,0,1)(0,1,2)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 49 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS07

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA (1,0,0) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1817$ $\Theta_1 = 0,8556$	0,0479 0,0216	0,0002 0,0000	817,05	825,18
SARIMA (0,0,1) (0,1,2) ₁₂	$\theta_1 = -0,1742$ $\Theta_1 = 0,9688$ $\Theta_2 = -0,1294$	0,0459 0,0502 0,0493	0,0002 0,0000 0,0090	812,78	824,98
SARIMA (0,1,2) (0,1,2) ₁₂	$\theta_1 = 0,7498$ $\theta_2 = 0,1188$ $\Theta_1 = 0,9869$ $\Theta_2 = -0,1454$	0,0481 0,0457 0,0508 0,0493	0,0000 0,0097 0,0000 0,0034	839,38	855,64
SARIMA (1,1,1) (1,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1336$ $\theta_1 = 0,8868$ $\Phi_1 = -0,1517$ $\Theta_1 = 0,8229$	0,0529 0,0208 0,0550 0,0309	0,0119 0,0000 0,0061 0,0000	840,51	856,78
SARIMA (0,1,1) (1,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8641$ $\Phi_1 = -0,1593$ $\Theta_1 = 0,8215$	0,0234 0,0548 0,0309	0,0000 0,0039 0,0000	844,95	857,15

Conforme mostra a Figura 91, a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual apresentam que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

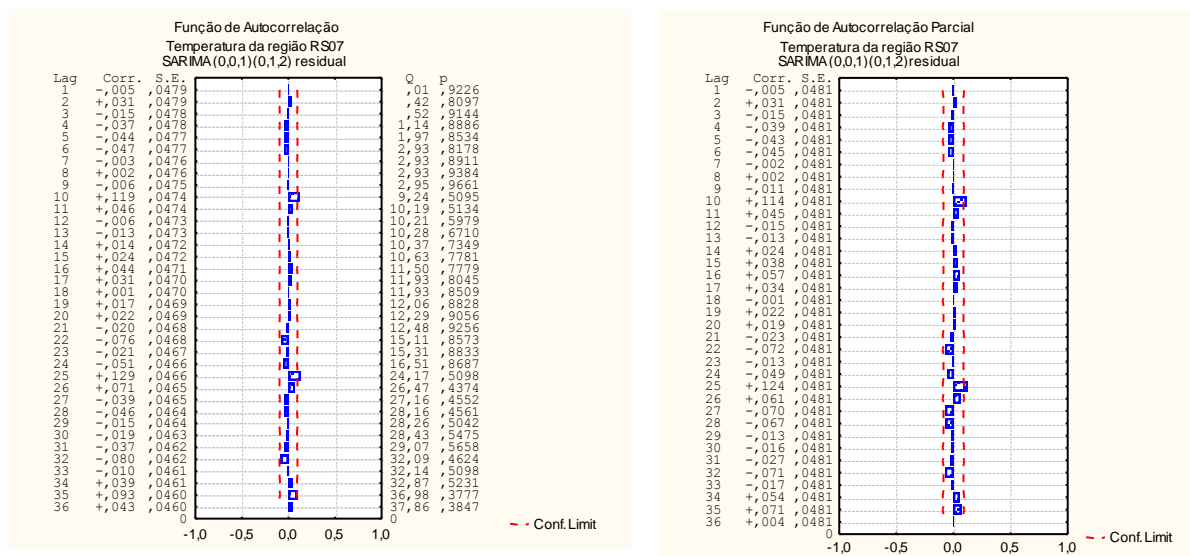


Figura 91 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Escrevendo o modelo encontrado, temos que a temperatura da região RS07 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 + 0,1742B)(1 - 0,9688B^{12})(1 + 0,1294B^{24})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 50 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS07, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	26,06	26,41	20,47	33,17
Fev/07	24,71	26,83	19,34	31,57
Mar/07	22,27	21,28	17,43	28,45
Abr/07	17,32	16,80	13,56	22,13
Mai/07	12,31	15,37	9,63	15,72
Jun/07	9,65	11,85	7,55	12,33
Jul/07	8,86	7,07	6,94	11,32
Ago/07	11,20	9,40	8,77	14,32
Set/07	13,68	13,20	10,71	17,48
Out/07	16,73	15,74	13,09	21,37
Nov/07	21,13	19,31	16,54	27,00
Dez/07	23,75	23,15	18,59	30,35

Na Figura 92, observa-se o gráfico das previsões da temperatura da região RS07, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

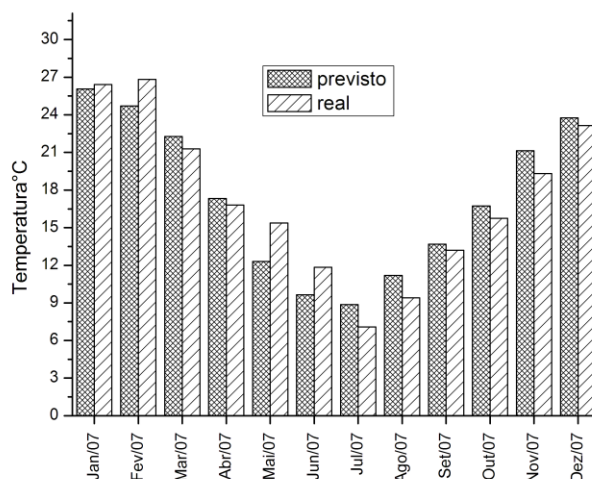


Figura 92 – Série Original e Previsão da região RS07 para o ano de 2007

Confrontando os valores previstos com os valores reais, conclui-se que a metodologia Box e Jenkins conseguiu captar muito bem o padrão encontrado na série em estudo.

4.8 Região RS08

A região RS08 está localizada no sul do estado, geograficamente em uma área de planície costeira, constituído de uma zona agrícola de uso intensivo no verão e no inverno e no litoral existe a presença de dunas. Os principais municípios que compõem esta região são: Rio Grande, Pelotas, Santa Vitória do Palmar e Canguçu. Sua principal atividade produtora é o cultivo do arroz, a criação de gado e pesca.

- Análise descritiva

Nos resultados encontrados na Tabela 51 para a região RS08, vê-se que o coeficiente de variação é significativo para a temperatura, e não-significativo para a precipitação. Esse resultado era esperado, pois séries médias de temperatura têm muito menor variabilidade do que séries de precipitação, o que é indicado pelo desvio padrão.

Tabela 51 – Medidas descritivas da região RS08 nas variáveis precipitação e temperatura

Estatísticas	Precipitação (mm)	Temperatura (°C)
Média	64,39	17,12
Moda	50,30	9,30
Desvio Padrão	36,78	5,72
Coeficiente de variação (%)	57,12	33,41

- Densidade Espectral

Observa-se, pela Figura 93, que os picos significativos para precipitação são de 12 meses (ciclo anual) e de 3,2 meses (ciclo sazonal) e para a temperatura o pico significativo é de apenas 12 meses (ciclo anual).

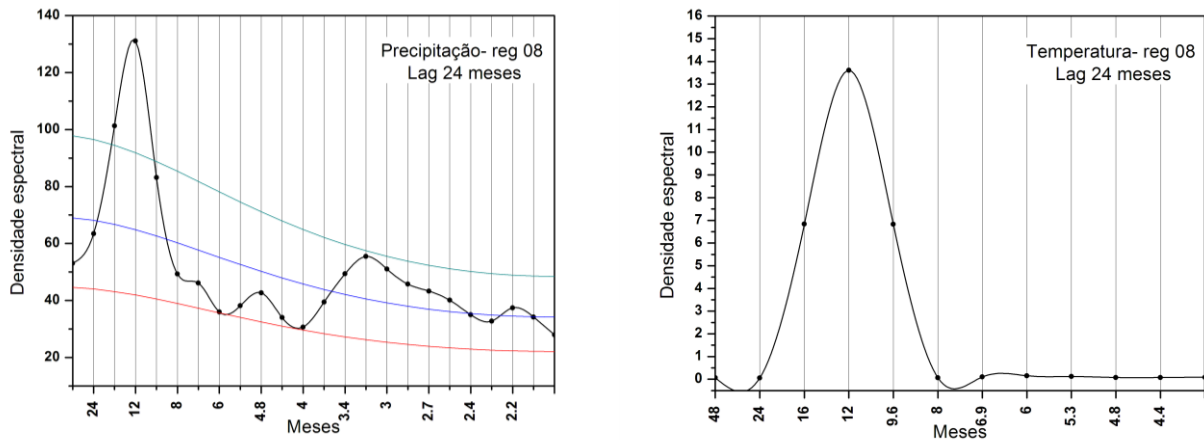


Figura 93 – Densidade espectral da região RS08 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 24 meses

Nota-se, pela Figura 94, que os picos significativos para precipitação são de 4 anos (El Niño) e 1,3 anos (ciclo inter-anual) e para a temperatura os picos significativos são de 6,7 anos (El Niño) e 1,5 anos (ciclo quase bienal).

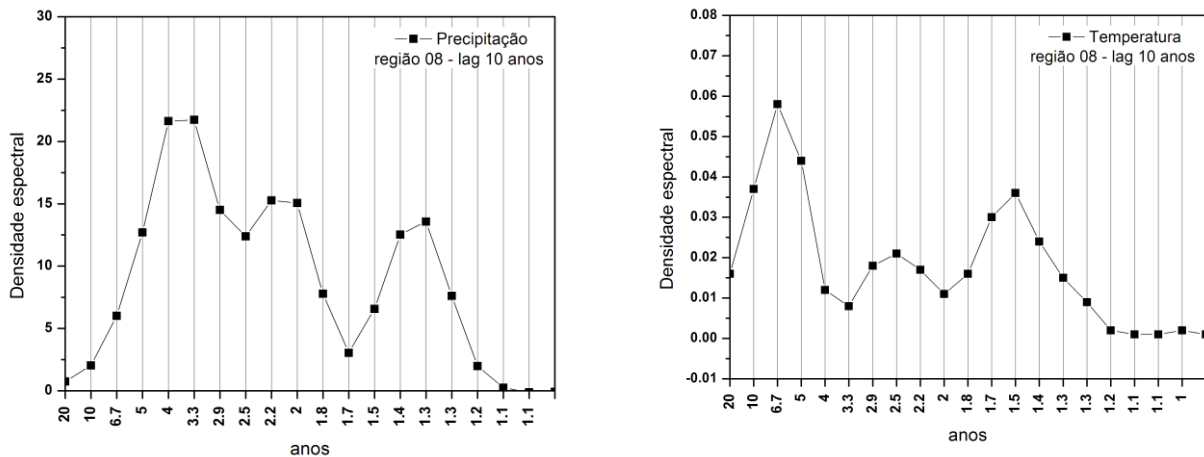


Figura 94 – Densidade espectral da região RS08 para precipitação e temperatura, respectivamente com “lag” de 120 meses

- Análise de Séries Temporais

- Precipitação

Na Figura 95 é apresentado o gráfico da série original da precipitação na região RS08:

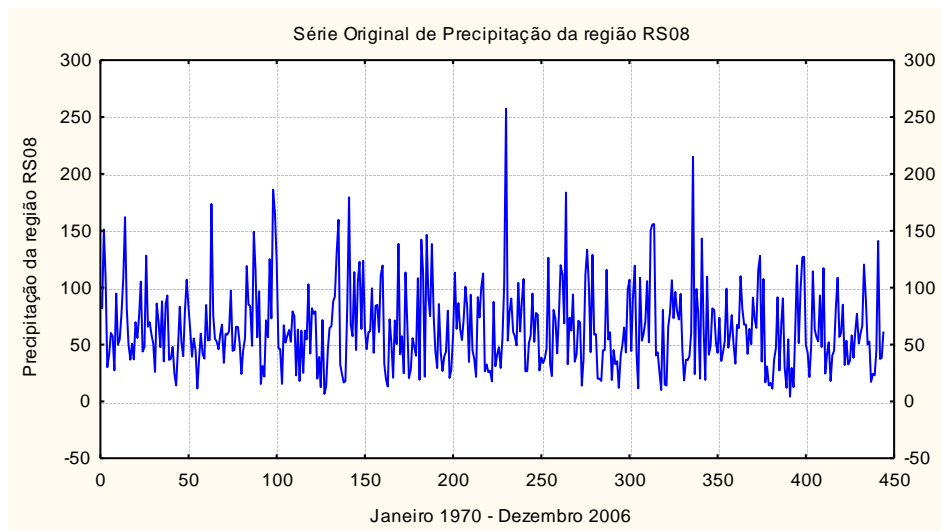


Figura 95 – Representação gráfica da série original da precipitação da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Com a análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da precipitação da região RS 08 são apresentados na Figura 96.

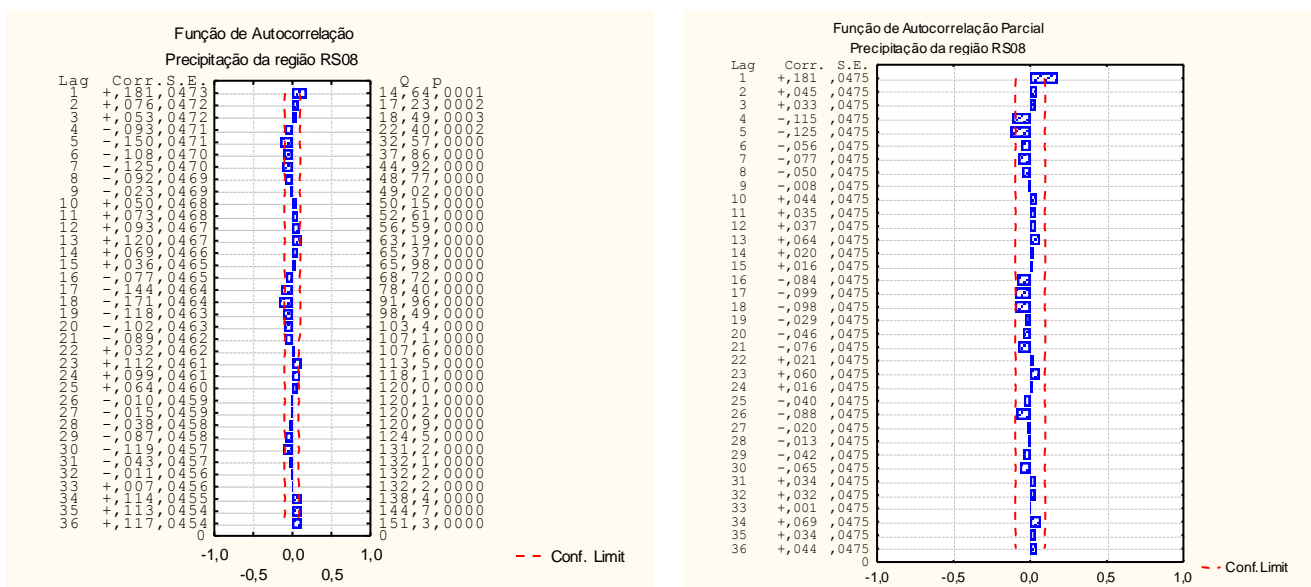


Figura 96 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da precipitação da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário.

Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$, pelo teste do Sinal (Cox-Stuart). Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Pela Tabela 52, analisa-se o teste de Mann Kendall e conclui-se que, na variável precipitação, o verão e o outono têm tendência negativa e o inverno e a primavera tem tendência positiva.

Tabela 52 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS08 na variável precipitação

Estação	S (precipitação)
Verão	-78
Outono	-97
Inverno	6
Primavera	11

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, para $\alpha = 5\%$, tem-se $p = 0,3096$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 97, segue o gráfico da série original e diferenciada.

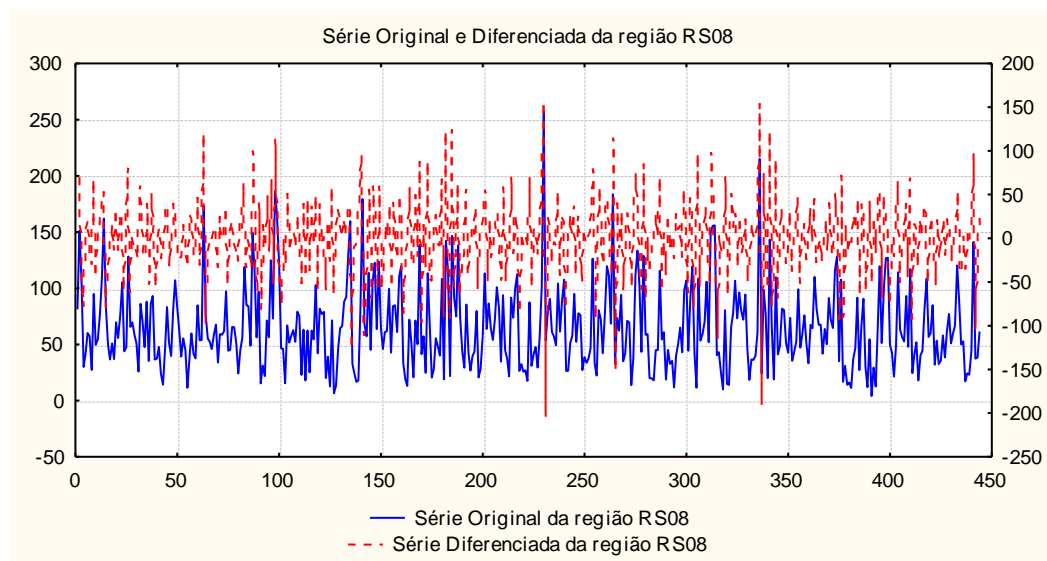


Figura 97 – Série Original e Diferenciada da região RS08 na variável precipitação

Observa-se, pela Figura 97, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na tabela 53, observa-se os modelos encontrados para a precipitação da região RS08, em que o modelo mais adequado é um *SARIMA (1,0,1)(0,1,1)₁₂*, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 53 – Modelos significativos para a Série de Precipitação da região RS08

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	<i>p</i>	AIC	SBC
SARIMA (1,0,0)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,1010$ $\Theta_1 = 0,8825$	0,0481 0,0224	0,0364 0,0000	2191,43	2199,56
SARIMA (0,0,0)(0,1,1) ₁₂	$\Theta_1 = 0,8855$	0,0219	0,0000	2193,84	2197,91
SARIMA (0,1,1)(0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,8959$ $\Theta_1 = 0,8663$	0,0259 0,0241	0,0000 0,0000	2218,78	2226,92
SARIMA (1,1,2)(0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,5979$ $\theta_1 = 1,4247$ $\theta_2 = -0,4590$ $\Theta_1 = 0,8567$	0,1671 0,1743 0,1613 0,0260	0,0003 0,0000 0,0046 0,0000	2218,46	2234,73
SARIMA (1,0,1)(0,1,1)₁₂	$\phi_1 = 0,5763$ $\theta_1 = 0,4725$ $\Theta_1 = 0,8807$	0,1932 0,2061 0,0227	0,0030 0,0223 0,0000	2190,98	2203,19

O passo seguinte é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 98, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

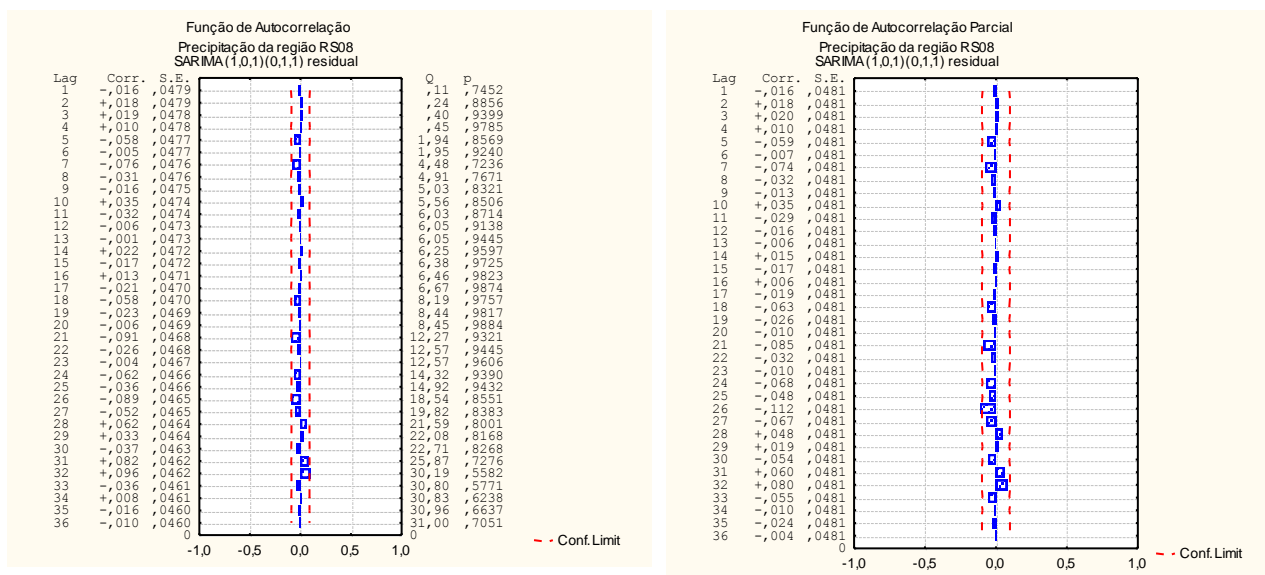


Figura 98 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

A expressão do modelo encontrado, para que a precipitação da região RS08 é representado por:

$$(1 - B)(1 - 0,5763B)Z_t = (1 - 0,4725B)(1 - 0,8807B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 54 – Previsão da Série Original de Precipitação da região RS08, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	64,19	63,97	19,53	211,00
Fev/07	73,65	94,89	22,26	243,66
Mar/07	60,58	154,20	18,27	200,83
Abr/07	45,63	30,76	13,75	151,38
Mai/07	36,10	118,13	10,88	119,78
Jun/07	36,00	11,25	10,85	119,46
Jul/07	30,36	6,16	9,15	100,77
Ago/07	46,99	30,39	14,16	155,94
Set/07	50,22	86,71	15,13	166,65
Out/07	57,27	86,80	17,26	190,05
Nov/07	60,62	22,75	18,27	201,16
Dez/07	74,88	147,45	22,56	248,49

Observa-se, na Figura 99, o gráfico das previsões da precipitação da região RS08, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

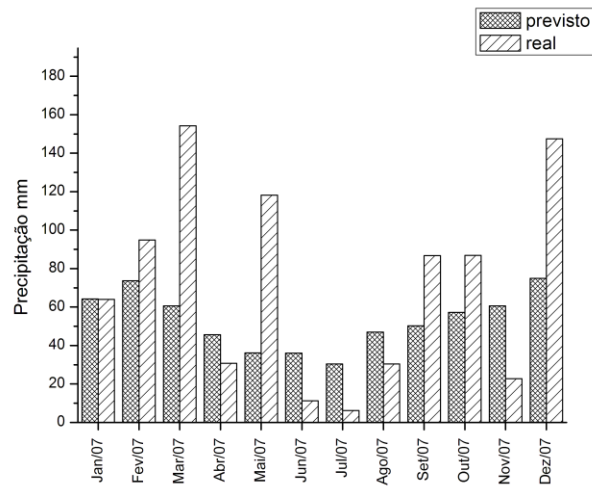


Figura 99 – Série Original e Previsão da região RS08 para o ano de 2007

As previsões para os meses futuros não foram muito precisas quando comparadas com os valores reais, isto pode ter acontecido por estarmos trabalhando com dados de precipitação, no qual podem sofrer influência de outros fatores climáticos. Além disso, o valor real do mês de julho ficou fora do limite inferior de confiabilidade.

- Temperatura

Na Figura 100 é apresentado o gráfico da série original da temperatura na região RS08

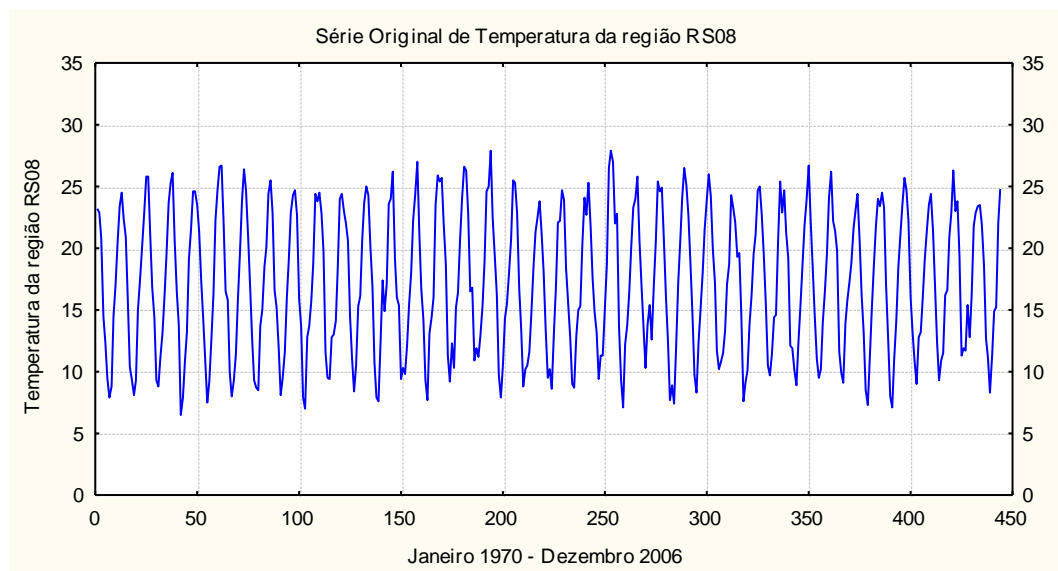


Figura 100 – Representação gráfica da série original da temperatura da região RS08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006

Pela análise do gráfico da série original, não se pode afirmar que a série é estacionária.

A Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial da temperatura da região RS08 são exibidos na Figura 101.

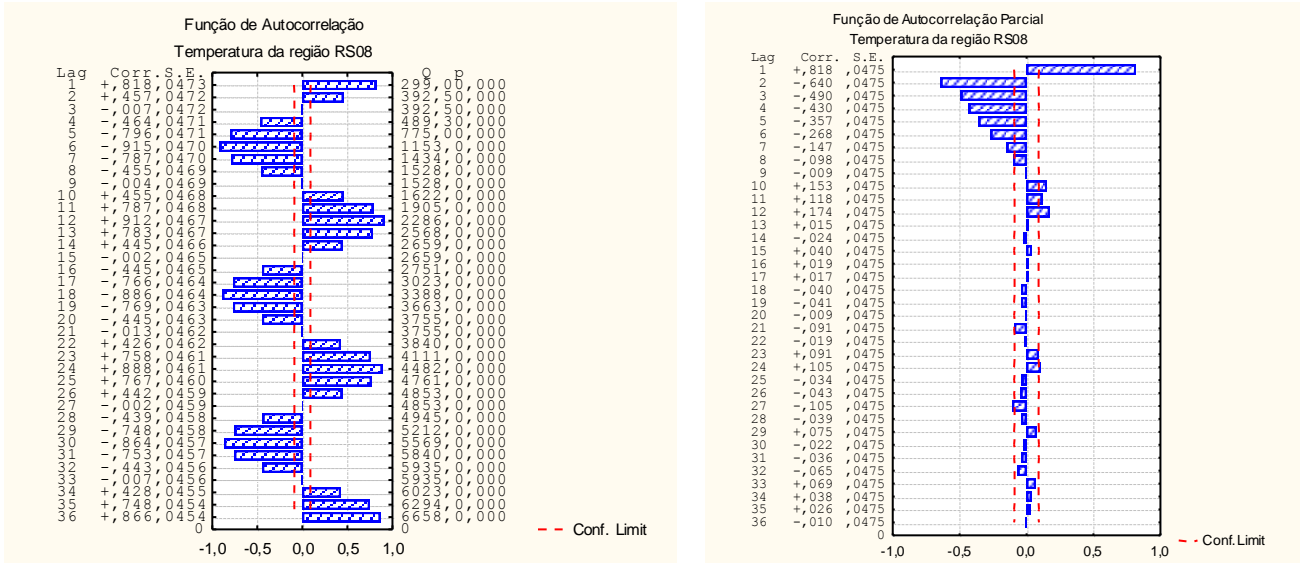


Figura 101 – Representação gráfica da Função de Autocorrelação e da Função de Autocorrelação Parcial da série original da temperatura da região RS 08, no período de Janeiro de 1970 a Dezembro de 2006.

Através da Função de Autocorrelação da série original, é possível notar que a série assume um comportamento não estacionário por apresentar um desempenho parecido com uma senóide.

O teste do Sinal (Cox-Stuart) foi aplicado para verificar se existe tendência na série em estudo. Considerando um nível de significância $\alpha = 5\%$, encontra-se $p = 0,000$. Como $p < \alpha$, rejeita-se a hipótese nula, logo a tendência é significativa na série.

Na variável temperatura observa-se que no verão tem-se tendência negativa e no outono, no inverno e na primavera a tendência é positiva, segundo o teste de Mann Kendall apresentado na Tabela 55.

Tabela 55 – Valores do teste de Mann Kendall da região RS08 na variável temperatura

Estação	S (temperatura)
Verão	-66
Outono	82
Inverno	238
Primavera	78

O teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, também foi realizado para examinar se existe sazonalidade. Para $\alpha = 5\%$, temos $p = 1,000$, $p > \alpha$, aceita-se a hipótese nula, logo a sazonalidade anual não é significativa na série.

Na Figura 102, segue o gráfico da série original e diferenciada.

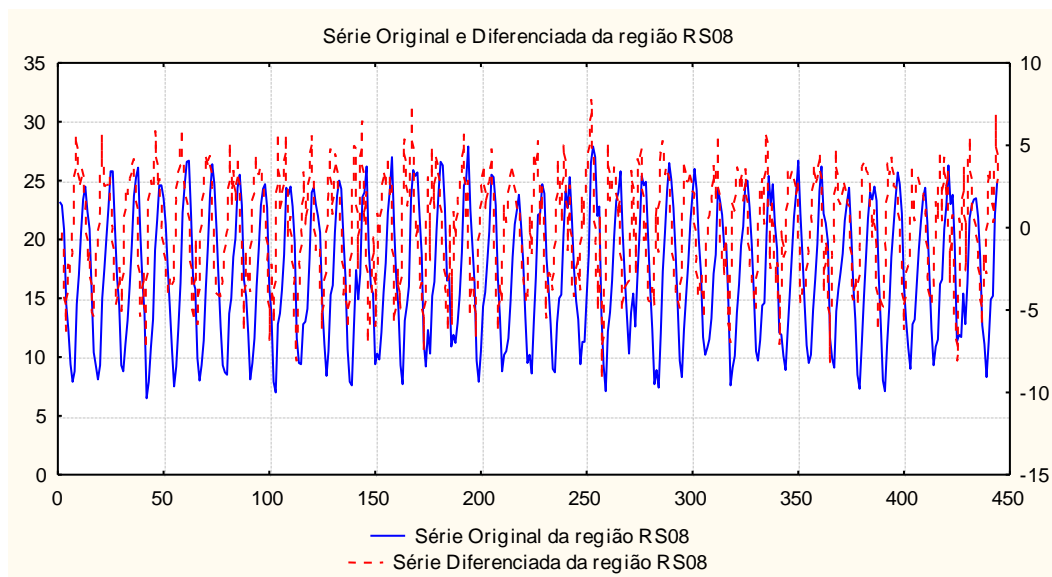


Figura 102 – Série Original e Diferenciada da região RS08 na variável temperatura

Observa-se, pela Figura 102, que a série diferenciada apresenta-se mais estável que a série original, logo ela deve ser utilizada para estimar-se o modelo que represente a série em estudo.

Na Tabela 56, observa-se os modelos encontrados para a temperatura da região RS08, em que o modelo mais adequado é um $SARIMA(0,0,1)(0,1,1)_{12}$, identificado assim pelo menor AIC e SBC.

Tabela 56 – Modelos significativos para a Série de Temperatura da região RS08

Modelos	Estimativas dos parâmetros	Erro Padrão	p	AIC	SBC
SARIMA (0,0,1) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = -0,2357$	0,0464	0,0000	700,36	708,50
	$\Theta_1 = 0,8520$	0,0231	0,0000		
SARIMA (1,0,0) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,2292$	0,0471	0,0000	701,03	709,17
	$\Theta_1 = 0,8528$	0,0230	0,0000		
SARIMA (0,1,2) (0,1,1) ₁₂	$\theta_1 = 0,7139$	0,0475	0,0000	719,97	732,17
	$\theta_2 = 0,2036$	0,0464	0,0001		
	$\Theta_1 = 0,8535$	0,0244	0,0000		
SARIMA (1,1,1) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 0,2102$	0,0505	0,0004	721,09	733,29
	$\theta_1 = 0,9356$	0,0154	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,8528$	0,0244	0,0000		
SARIMA (2,1,2) (0,1,1) ₁₂	$\phi_1 = 1,1255$	0,0704	0,0000	720,30	740,63
	$\phi_2 = -0,2468$	0,0543	0,0000		
	$\theta_1 = 1,8495$	0,0489	0,0000		
	$\theta_2 = -0,8625$	0,0478	0,0000		
	$\Theta_1 = 0,8634$	0,0235	0,0000		

O passo seguinte é analisar a Função de Autocorrelação e a Função de Autocorrelação Parcial residual, conforme mostra a Figura 103, na qual, nota-se que o modelo ajustado apresenta alguns “lags” fora do intervalo de confiabilidade. Como a FAC e FACP aceitam até 5% dos seus valores fora do intervalo de confiabilidade, o modelo é significativo.

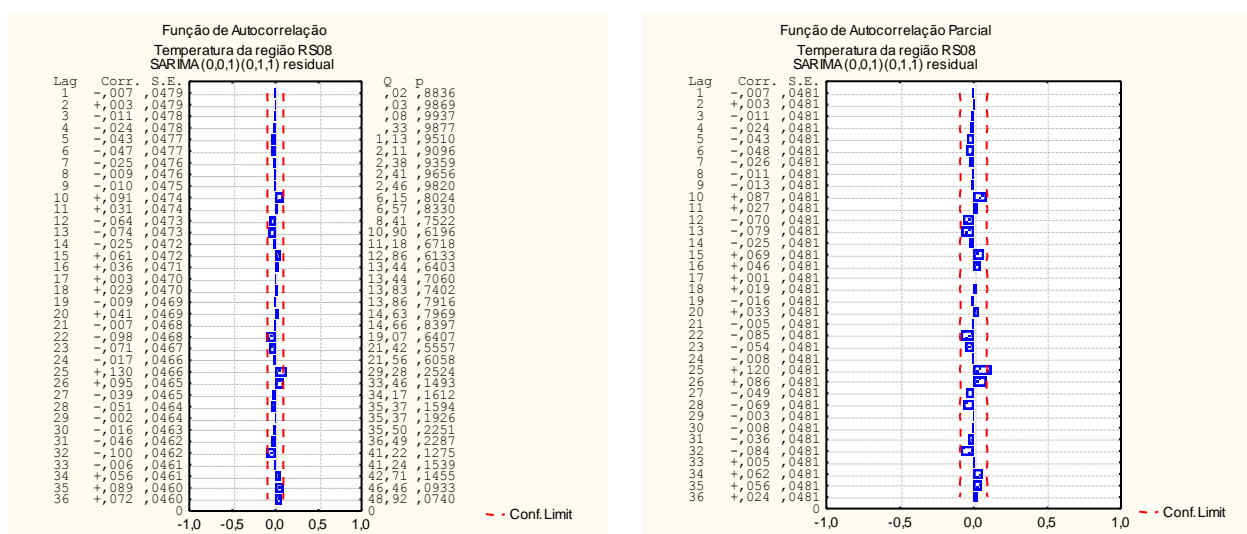


Figura 103 – Função de Autocorrelação e Função de Autocorrelação Parcial Residual

Reescrevendo o modelo encontrado, temos que a temperatura da região RS08 é representado por:

$$(1 - B)Z_t = (1 + 0,2357B)(1 - 0,8520B^{12})e_t$$

Identificando o melhor modelo, pode se realizar as previsões da série.

Tabela 57 – Previsão da Série Original de Temperatura da região RS08, para o ano de 2007

Meses	Previsões	Valores Reais	Limite Inferior 95%	Limite Superior 95%
Jan/07	24,71	25,28	19,99	30,55
Fev/07	24,18	24,79	19,44	30,07
Mar/07	21,90	21,40	17,61	27,23
Abr/07	17,94	16,72	14,42	22,31
Mai/07	12,80	15,64	10,29	15,92
Jun/07	10,07	11,73	8,09	12,52
Jul/07	9,26	6,92	7,45	11,51
Ago/07	11,75	9,55	9,45	14,61
Set/07	14,11	12,81	11,35	17,55
Out/07	16,42	15,63	13,20	20,42
Nov/07	20,56	18,23	16,54	25,57
Dez/07	23,29	22,29	18,73	28,97

Na Figura 104, observa-se o gráfico das previsões da temperatura da região RS08, para os meses de janeiro a dezembro de 2007.

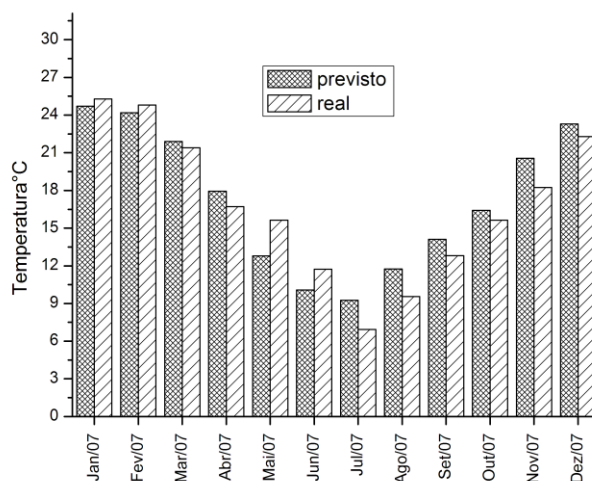


Figura 104 – Série Original e Previsão da região RS08 para o ano de 2007

O modelo conseguiu na maioria dos meses captar bem o padrão encontrado na série em estudo. Pode-se notar novamente que no mês de julho o valor real ficou fora do limite inferior de confiabilidade.

5 – CONCLUSÃO

O objetivo principal deste estudo foi identificar um modelo de previsão para a precipitação e a temperatura de oito regiões igualmente espaçadas do Rio Grande do Sul.

Inicialmente foi feita uma análise das principais frequências presentes tanto nos dados de precipitação quanto de temperatura.

Nos dados de precipitação as principais frequências encontradas foram: ciclo anual, ciclo sazonal, e ciclos relacionados a fenômenos El Niño. Com relação à temperatura o ciclo anual e aquele relacionado ao El Niño foram os mais frequentes. Este resultado concorda com Ferraz (2000) que havia encontrado resultados semelhantes para o Sul do Brasil.

As análises descritivas mostraram que a média é sempre representativa para os dados de temperatura das oito regiões, pois esses dados apresentam pouca variabilidade, logo há homogeneidade nos dados. O contrário acontece para os dados da precipitação. A região que apresentou maior acumulado do mês de precipitação foi a região RS02 e a menor a região RS08. A maior temperatura média foi registrada na região RS06 e a menor na região RS02.

O teste de Mann Kendall mostrou que no verão em média a tendência é positiva para a precipitação e negativa para a temperatura. No outono a tendência é negativa para a precipitação nas oito regiões e em média é positiva para a temperatura. No inverno a tendência é negativa para a precipitação e positiva para a temperatura, ambas nas oito regiões. E finalmente na primavera em média a tendência é negativa para a precipitação e sempre positiva para a temperatura nas oito regiões.

Quanto aos modelos, conclui-se que a metodologia Box e Jenkins conseguiu em alguns meses captar bem o padrão encontrado na série em estudo, porém em outros meses a diferença entre o real e o previsto foi bem expressiva. Quando a análise é feita com dados de precipitação que sofrem constantemente a influência de fatores climáticos, esta diferença é mais marcante. Como podemos observar o exemplo da temperatura das regiões RS01, RS06 e RS07, em que as previsões encontradas para os meses futuros são quase iguais aos valores reais. Por outro lado, a precipitação das regiões RS07 e RS 08 apresentaram resultados não satisfatórios para as previsões quando comparados com os valores reais.

A variável temperatura média tem uma amplitude anual bem menor que a precipitação, portanto era de se esperar que os modelos de séries temporais apresentassem uma resposta

melhor que a precipitação. Por exemplo, na região RS01 comparando os valores previstos com os valores reais, pode-se destacar o mês de fevereiro, em que a diferença do valor real com o previsto é de apenas oito centésimos.

Em alguns casos observaram-se melhores resultados de previsão a partir do 3º mês, em modelos dinâmicos é comum desconsiderar as previsões iniciais enquanto o modelo ainda está se ajustando. No caso de modelos estatísticos este ajuste não é necessário, mas quando se utiliza mais de um tipo de modelo para fazer previsão numérica talvez isto deva ser levado em conta.

Como sugestão para trabalhos futuros, sugere-se um estudo envolvendo a aplicação dos modelos com memória longa, chamados *ARFIMA*. Modelos de memória longa são de interesse na análise de estudos climáticos, como no estudo da aparente tendência crescente em temperaturas globais devido ao efeito estufa (Seater, 1993). São modelos em que às funções de autocorrelações da série original indicam não estacionariedade, com decaimento lento, cuja análise necessita de uma diferença fracionária.

6 – BIBLIOGRAFIA

ATLAS Socioeconômico do Rio Grande do Sul. Secretaria de Planejamento e Gestão (SEPLAG).

Disponível em: <http://www.scp.rs.gov.br/ATLAS/atlas.asp?menu=54>. Acesso em 18 fev. 2008

BARROS, M. **Consultoria Ltda.: Capítulo 5: Introdução às Séries Temporais e aos modelos ARIMA**. Disponível em: <http://www.mbarros.com/id1.html>. Acesso em 14 dez. 2007.

BOX, G. E. P. & PIERCE, D. A. **Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models**. Journal of the American Statistical Association. V. 65, p. 1509-1526, 1970.

BOX, G. E. P. & TIAO, G. C. **Comparison of forecast and actuality**. Applied Statistica, 25: 195 – 200, 1976.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. Third Edition. Englewood: Prentice Hall, 1994.

CERA, J. C. ; FERRAZ, S. E. T. . **Caracterização da precipitação no estado do Rio Grande do Sul**. In: II Encontro Sul Brasileiro de Meteorologia, 2007, Florianópolis.

FARIAS, E. R.; ROCHA, F. J. S.; LIMA, R. C. **Critérios de seleção de modelos sazonais de séries temporais: uma aplicação usando a taxa de desemprego da região metropolitana de Recife**. III Encontro Regional de Estudos do Trabalho – ABET, 22 a 24 de novembro de 2000 – Recife, PE. Disponível em <http://www.uepa.br/prof/cmvserra/series-temporais/39.doc> Acesso em 18 dez. 2007.

FERRAZ, S. E. T. **Oscilações intrasazonais no sul e sudeste do Brasil durante o verão**. (Dissertação de Mestrado - Instituto Astronômico e Geofísico da Universidade de São Paulo). São Paulo, 2000. 157 p.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. **Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century**. *Annales Geophysicae*, Berlin, v. 4, n. B4, p. 385-400, 1986.

JENKINS, G. M.; WATTS, D. G. **Spectral Analysis and its applications**, Holden-Day, 1968. 525 p.

MARCHEZAN, A. **Previsão do preço dos principais grãos do Rio Grande do Sul**. (Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2007.

MARQUES, J. R. ; DINIZ, Gilberto ; ASSIS, Simone Vieira de ; ARAUJO, S. ; SALDANHA, R. . **Desenvolvimento e implementação de um modelo estatístico de previsão climatológica de temperaturas máxima para regiões do estado do Rio Grande do Sul**. In: XIV Congresso Brasileiro de Meteorologia, 2006, Florianópolis. XIV Congresso Brasileiro de Meteorologia. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2006.

MICHELL, J. M.; DZERDZEEVSKII, B.; FLOHN, H.; HOFMEYER, W. L.; LAMB, H.H.; RAO, K.N.; WALLÉN, C.C. **Climatic Change**, Technical Note, 79, WMO n° 195 tp 100, 79 p, 1971.

MORETTIN, P. A . e TOLOI, C. M. C. , **Previsão de Séries Temporais**. 2ª edição, São Paulo: Atual, 1987.

MORETTIN, P. A . e TOLOI, C. M. C. , **Análise de Séries Temporais**. 1ª edição, São Paulo: E. Blücher, 2004.

SEATER, J. J. **World Temperature-Trend Uncertainties and Their Implications for Economic Policy**. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 265-277, 1993.

SNEYERS, R. **On the Statistical Analysis of Series of Observations**, Technical Note, 143, WMO n° 415, 189 p, 1975.

SOUZA, R. C.; CAMARGO, M. E. **Análise e previsão de séries temporais: Os modelos ARIMA**. Ijuí, RS: Sedigraf, 1996.

SOUZA, F. M. **Modelos Box e Jenkins Aplicados a Demanda de Leitos Hospitalares** (Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

SILVEIRA, P. V.; GAN A.. **Estudo de tendência das temperaturas mínimas na região sul do Brasil**. XIV Congresso Brasileiro de Meteorologia – CBMET, 2006, Florianópolis.

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO. USP – Universidade de São Paulo. São Paulo. Grupo de estudos em Multi-escalas. Disponível em: <<http://www.icesb.ucsb.edu/gem/>>. Acesso em: 25 jan. 2008.

UK Meteorological Office, Hadley Centre. HadCM3 Control Run Model Data, [Internet]. British Atmospheric Data Centre, 2006-, *Date of citation*. Available from <http://badc.nerc.ac.uk/data/hadcm3-control>. Acesso em 20 mar. 2007.

VASCONCELOS, M. A. S. ALVES, D. **Manual de Econometria**, São Paulo: Atlas, 2000.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. Academic Press, 467 pp, 1995.