

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA**

Izabele Brandão Krueel

**TENDÊNCIAS E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA DE
EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURAS DO AR NO RIO
GRANDE DO SUL**

Santa Maria, RS
2019

Izabele Brandão Kruele

**TENDÊNCIAS E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA DE EXTREMOS DE
PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURAS DO AR NO RIO GRANDE DO SUL**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Doutora em Agronomia**

Orientador: Sandro Luis Petter Medeiros

Santa Maria, RS
2019

Kruel, Izabele Brandão
TENDÊNCIAS E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA DE EXTREMOS
DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURAS DO AR NO RIO GRANDE DO
SUL / Izabele Brandão Kruel.- 2019.
139 p.; 30 cm

Orientador: Sandro Luis Petter Medeiros
Coorientador: Alessandro Dal'Col Lúcio
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Rurais, Programa de Pós
Graduação em Agronomia, RS, 2019

1. Distribuição geral dos valores extremos 2. Mudança
climática 3. Testes de aderências I. Medeiros, Sandro
Luis Petter II. Lúcio, Alessandro Dal'Col III. Título.

Izabele Brandão Krue

**TENDÊNCIAS E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA DE EXTREMOS DE
PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURAS DO AR NO RIO GRANDE DO SUL**

Tese apresentada ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Produção Vegetal, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Doutora em Agronomia**.

Aprovada em 25 de junho de 2019:

Sandro Luis Petter Medeiros, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Gabriel Constantino Blain, Dr. (IAC) - Videoconferência

Alessandro Dal'Col Lúcio, Dr. (UFSM)

Angelica Durigon, Dra. (UFSM)

Jana Koefender, Dra. (UNICRUZ)

Santa Maria, RS
2019

DEDICATÓRIA

*Dedico esta tese ao meu filho
Heitor Kruei Rocha*

AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho foi principalmente pelo auxílio, compreensão e dedicação de várias pessoas. Agradeço a todos que, de alguma forma, contribuíram para a conclusão deste estudo e, de uma maneira especial, agradeço:

- a Universidade Federal de Santa Maria pela oportunidade de realização do doutorado nesta instituição de ensino;

- ao meu orientador Dr. Sandro Luis Petter Medeiros, pela paciência, parceria e atenção durante a realização desta tese;

- ao meu co-orientador Dr. Gabriel Constantino Blain, pelos ensinamentos durante o mestrado e doutorado, sem sua colaboração este trabalho não teria sido realizado. Obrigada pelos anos de amizade e aprendizados;

- aos professores membros da banca de qualificação de doutorado, Dr. Nereu Streck, Dr. Alessandro Dal'Col Lúcio, Dra. Simone Erotildes Teleginski Ferraz e Dr. Luiz Alberto Beijo em que suas arguições foram de grande valia para a finalização deste trabalho;

- a minha amiga e colega de mestrado Monica Meschiatti, que mesmo com toda distância que nos separa, esteve presente durante todo o desenvolvimento deste trabalho, sua colaboração foi além da parte científica, foi pessoal e guardo com muito carinho todas as palavras que engrandeceram este trabalho e meu crescimento profissional;

- ao meu colega de Doutorado, Tiago Olivoto pela amizade e auxílio a elaboração deste trabalho;

- ao meu colega de trabalho no Instituto de Desenvolvimento Educacional de Bagé, Rafael Bastos, por me auxiliar na construção dos mapas;

- ao meu marido Pedro Achilles Macagnan da Rocha pela paciência durante esses anos em que eu estive comprometida com a tese e ao meu filho Heitor Krueel Rocha que estava na minha barriga quando eu entrei no doutorado, com nove dias de vida ele estava na defesa do projeto e hoje com três anos de idade está ao meu lado na escrita e conclusão desta tese, te prometo que a partir da finalização desta etapa, vou dedicar todo o meu tempo e energia ao teu lado.

As nuvens mudam sempre de posição, mas são sempre nuvens no céu. Assim devemos ser todo dia, mutantes, porém leais com o que pensamos e sonhamos; lembre-se, tudo se desmancha no ar, menos os pensamentos.

(Paulo Beleki)

RESUMO

TENDÊNCIAS E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA DE EXTREMOS DE PRECIPITAÇÃO E TEMPERATURAS DO AR NO RIO GRANDE DO SUL

AUTORA: IZABELE BRANDÃO KRUEL
ORIENTADOR: SANDRO LUIS PETTER MEDEIROS

Investigações de tendências climáticas em escalas regionais juntamente sobre a intensificação da magnitude e da frequência de ocorrência de eventos meteorológicos extremos são fundamentais para adoção de medidas a fim de reduzir possíveis impactos causados pelas mudanças climáticas. Nesses estudos são empregados modelos estatísticos capazes de detectar e incorporar alterações temporais na probabilidade de ocorrência de eventos meteorológicos potencialmente danosos à produção agrícola. Sendo assim, a presente tese teve como objetivo descrever a estrutura probabilística de séries diárias de valores extremos de precipitação (Pre) e temperatura do ar máxima (Tmax) e mínima (Tmin), obtidas a partir das estações meteorológicas do estado do Rio Grande do Sul, utilizando modelos não estacionários baseados na distribuição geral dos valores extremos (GEV) com parâmetros estimados em função da covariável tempo. A distribuição GEV foi empregada em suas formas estacionária e não estacionária com parâmetros estimados por meio do método da máxima verossimilhança. Os testes Lilliefors e Anderson-Darling, os gráficos quantil-quantil e o critério de informação da Akaike foram utilizados para verificar o ajuste da GEV aos dados do estudo. A detecção de tendências climáticas foi realizada por meio do teste não paramétrico de Mann-Kendall. Havendo tendência significativa o teste de Pettit foi aplicado a fim de verificar o ano de início da mesma. Todos os métodos estatísticos foram conduzidos considerando o nível de 5% de significância. Para trinta séries climáticas entre os dezoito municípios estudados do Rio Grande do Sul a distribuição geral dos valores extremos foi ajustada. A adoção de modelos GEV não estacionários resultou em melhor ajuste da descrição probabilística das séries climáticas de temperatura máxima para os municípios de Caxias do Sul, Lagoa Vermelha, Passo Fundo, Rio Grande, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar.

Palavras-chave: Distribuição geral dos valores extremos. Mudança climática. Testes de aderências.

ABSTRACT

TRENDS AND PROBABILITIES OF OCCURRENCE OF EXTREME RAINFALL AND AIR TEMPERATURES IN RIO GRANDE DO SUL

AUTHOR: IZABELE BRANDÃO KRUEL
ADVISOR: SANDRO LUIS PETTER MEDEIROS

Climate trends investigations at regional scales, and the magnitude and frequency intensification of extreme weather events, are highly important to adopt measures to reduce the climate change potential impacts. Studies employ statistical models capable of detecting and incorporating temporal changes in the probability of occurrence of potentially damaging meteorological events in crop production. Thus, the present thesis aimed to describe the probabilistic structure of daily series of extreme precipitation values (E_{pv}) and maximum (T_{max}) and minimum (T_{min}) air temperature, obtained from the meteorological stations of the state of Rio Grande do Sul, using non-stationary models based on the general distribution of extreme values (GEV) with estimated parameters as a function of time covariate. The GEV distribution was employed in its stationary and non-stationary forms with estimated parameters by the maximum likelihood method. To verify GEV's fit with the study data were used Lilliefors and Anderson-Darling tests, quantile-quantile plots, and Akaike information criteria. Climate trend detection was performed using the nonparametric Mann-Kendall test. If there was a significant trend, the Pettit test was applied to verify the year of its beginning. All statistical methods were conducted considering the 5% significance level. For thirty climatic series among eighteen municipalities studied in Rio Grande do Sul the overall distribution of the extreme values was adjusted. The adoption of non-stationary GEV models resulted in a better adjustment of the probabilistic description of the maximum temperature climatic series for the municipalities of Caxias do Sul, Lagoa Vermelha, Passo Fundo, Rio Grande, Santa Maria, and Santa Vitória do Palmar.

Keywords: Generalized extreme value. Climate change. Adhesion tests.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Municípios estudados no estado do Rio Grande do Sul.....	40
Figura 2 - Taxa de alteração do parâmetro de localização.....	49
Figura 3 - Alterações temporais nas medidas de posição e de dispersão das distribuições.....	49
Figura 4 - Taxa de alteração do parâmetro de localização, de dispersão das distribuições e no parâmetro de cauda.....	50
Figura 5 - Série de temperatura máxima diária do município de Bagé do ano de 1961.....	57
Figura 6 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries de temperatura mínima do ar.....	58
Figura 7 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries de temperatura máxima do ar.....	59
Figura 8 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries precipitação pluvial.....	59
Figura 9 - Mapa de tendência climática para temperatura mínima do ar no estado do Rio Grande do Sul.....	61
Figura 10 - Mapa de tendência climática para temperatura máxima do ar no estado do Rio Grande do Sul.....	61
Figura 11 - Mapa de tendência climática para precipitação pluvial no estado do Rio Grande do Sul.....	62
Figura 12 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Bagé - RS.....	63
Figura 13 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bagé - RS (1991 a 2015).....	63
Figura 14 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores máximos (TMAX) e mínimos diários (TMIN) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Bagé, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).	66
Figura 15 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Bento Gonçalves - RS.	67
Figura 16 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bento Gonçalves - RS.....	67
Figura 17 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores máximos (TMAX) diários de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Bento Gonçalves, Rio Grande do Sul, Brasil (1961 a 1984).	69
Figura 18 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Bom Jesus - RS.....	71
Figura 19 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bom Jesus - RS (1991 a 2015).....	71
Figura 20 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série extrema de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Bom Jesus, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).....	74
Figura 21 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Caxias do Sul - RS.....	75
Figura 22 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Caxias do Sul - RS (1991 a 2015).....	75
Figura 23 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de máximos (TMAX) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Caxias do Sul, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).....	77
Figura 24 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Cruz Alta - RS.	79
Figura 25 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Cruz Alta - RS (1991 a 2015).	79

Figura 26 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Cruz Alta, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).....	81
Figura 27 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Encruzilhada do Sul - RS.	82
Figura 28 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Encruzilhada do Sul - RS (1991 a 2015).....	83
Figura 29 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Encruzilhada do Sul, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).....	85
Figura 30 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Iraí - RS.	86
Figura 31 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Iraí - RS (1991 a 2015).	86
Figura 32 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE - 1988 a 2015) e temperatura mínima extrema do ar (1992 a 2014) à distribuição geral de valores extremos para Iraí, Rio Grande do Sul, Brasil.	88
Figura 33 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Lagoa Vermelha - RS.	90
Figura 34 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Lagoa Vermelha - RS.....	90
Figura 35 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura mínima e máxima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Lagoa Vermelha, Rio Grande do Sul, Brasil (1961 a 1981).	92
Figura 36 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Passo Fundo - RS.....	94
Figura 37 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Passo Fundo - RS.	94
Figura 38 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura máxima extrema do ar e precipitação à distribuição geral de valores extremos para Passo Fundo, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).....	96
Figura 39 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Pelotas - RS.	98
Figura 40 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura mínima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil (1896 a 2015).....	100
Figura 41 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Porto Alegre - RS.	102
Figura 42 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Porto Alegre - RS.....	102
Figura 43 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura máxima e mínima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil (1988 a 2015).	105
Figura 44 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Rio Grande - RS.	106
Figura 45 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Rio Grande - RS.....	106

Figura 46 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (1988 a 2014) e de temperatura máxima extrema do ar (1988 a 2015) à distribuição geral de valores extremos para Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil.	108
Figura 47 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santa Maria - RS.	110
Figura 48 - Série utilizada de valores anuais extremos de precipitação do município de Santa Maria - RS.	110
Figura 49 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de precipitação (PRE) (1991 a 2015), mínimos (TMIN) e máximos (TMAX) (1910 a 2015) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil.	113
Figura 50 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santa Vitória do Palmar - RS.	114
Figura 51 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Santa Vitória do Palmar - RS.	115
Figura 52 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de precipitação (PRE) (1961 a 1984), máximos (TMAX) (1961 a 1984), máximos (TMAX') (1992 a 2015) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Santa Vitória do Palmar, Rio Grande do Sul, Brasil.	118
Figura 53 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santana do Livramento - RS.	119
Figura 54 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Santana do Livramento - RS.	120
Figura 55 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município São Luiz Gonzaga - RS. ...	121
Figura 56 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de São Luiz Gonzaga - RS.	121
Figura 57 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para São Luiz Gonzaga, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).	123
Figura 58 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Torres - RS.	124
Figura 59 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Torres - RS.	125
Figura 60 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (1991 a 2015), temperaturas mínimas (1992 a 2015) e máxima (1991 a 2015) à distribuição geral de valores extremos para Torres, Rio Grande do Sul, Brasil.	127
Figura 61 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Uruguaiana - RS.	129
Figura 62 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Uruguaiana - RS.	129
Figura 63 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperaturas mínimas à distribuição geral de valores extremos para Uruguaiana, Rio Grande do Sul, Brasil (1992 a 2015).	131

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Código da estação meteorológica e suas coordenadas geográficas e número de anos disponível de dados de temperaturas mínima (Tmin), máxima (Tmax) e precipitação (Pre) em anos pelo INMET.....	39
Tabela 2 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Bagé.....	64
Tabela 3 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bagé - RS.....	65
Tabela 4 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bagé - RS.	65
Tabela 5 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Bagé - RS.....	66
Tabela 6 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema da localidade de Bento Gonçalves para os anos entre 1961 a 1984.	68
Tabela 7 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Bento Gonçalves - RS.....	69
Tabela 8 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Bento Gonçalves - RS.....	69
Tabela 9 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Bento Gonçalves - RS.	70
Tabela 10 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Bom Jesus.....	72
Tabela 11 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bom Jesus - RS.	73
Tabela 12 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Bom Jesus - RS.....	73
Tabela 13 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Bom Jesus - RS.....	74
Tabela 14 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Caxias do Sul.....	76
Tabela 15 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Caxias do Sul - RS.	76
Tabela 16 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Caxias do Sul - RS. 77	77

Tabela 17 - Temperatura extrema máxima (Tmax) anual estimada para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Caxias do Sul.	78
Tabela 18 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Caxias do Sul - RS.	78
Tabela 19 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Cruz Alta.	80
Tabela 20 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Cruz Alta - RS.	80
Tabela 21 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Cruz Alta - RS.	81
Tabela 22 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Cruz Alta - RS.	82
Tabela 23 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema da localidade de Encruzilhada do Sul.	83
Tabela 24 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Encruzilhada do Sul - RS.	84
Tabela 25 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Encruzilhada do Sul - RS.	84
Tabela 26 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Encruzilhada do Sul - RS.	85
Tabela 27 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Iraí.	87
Tabela 28 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Iraí - RS.	88
Tabela 29 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Iraí - RS.	88
Tabela 30 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Iraí -RS.	89
Tabela 31 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Lagoa Vermelha.	91
Tabela 32 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Lagoa Vermelha - RS.	91
Tabela 33 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Lagoa Vermelha - RS.	92

Tabela 34 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Lagoa Vermelha.	93
Tabela 35 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Lagoa Vermelha - RS.....	93
Tabela 36 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Passo Fundo.	95
Tabela 37 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Passo Fundo - RS.....	95
Tabela 38 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Passo Fundo - RS.	96
Tabela 39 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Passo Fundo.....	97
Tabela 40 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Passo Fundo - RS.	97
Tabela 41 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema do município de Pelotas - RS.....	98
Tabela 42 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Pelotas - RS.	99
Tabela 43 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Pelotas - RS.	99
Tabela 44 - Temperatura extrema mínima (Tmin) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Pelotas.	100
Tabela 45 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Pelotas - RS.....	101
Tabela 46 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Porto Alegre.	103
Tabela 47 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Porto Alegre - RS.....	104
Tabela 48 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Porto Alegre - RS.....	104
Tabela 49 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Porto Alegre - RS.....	105
Tabela 50 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Rio Grande.	107

Tabela 51 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Rio Grande - RS,.....	107
Tabela 52 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Rio Grande - RS.....	108
Tabela 53 - Temperatura extrema máximas (Tmax) e precipitação (Pre) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Rio Grande.....	109
Tabela 54 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Rio Grande - RS.....	109
Tabela 55 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Santa Maria.	111
Tabela 56 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Maria - RS.....	112
Tabela 57 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Maria - RS.....	112
Tabela 58 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Santa Maria.	113
Tabela 59 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santa Maria - RS.....	114
Tabela 60 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Santa Vitória do Palmar.	116
Tabela 61 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Vitória do Palmar - RS.....	117
Tabela 62 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Vitória do Palmar - RS.....	117
Tabela 63 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Santa Vitória do Palmar.	118
Tabela 64 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santa Vitória do Palmar - RS.....	119
Tabela 65 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santana do Livramento - RS.....	120
Tabela 66 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os	

	respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de São Luiz Gonzaga.	122
Tabela 67	- Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de São Luiz Gonzaga - RS.	122
Tabela 68	- Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de São Luiz Gonzaga- RS.....	123
Tabela 69	- Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de São Luiz Gonzaga - RS.....	123
Tabela 70	- P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Torres.	125
Tabela 71	- Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Torres - RS.	126
Tabela 72	- Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Torres - RS.....	126
Tabela 73	- Precipitação (Pre) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Torres.....	128
Tabela 74	- Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Torres - RS.	128
Tabela 75	- P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Uruguaiiana.....	129
Tabela 76	- Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Uruguaiiana - RS.....	130
Tabela 77	- Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Uruguaiiana - RS.....	131
Tabela 78	- Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Uruguaiiana - RS.....	132

Lista de abreviaturas e siglas

AD	Anderson-Darling
AIC	Critério de Informação de Akaike
AL	Teste de Anderson-Darling modificado para a cauda inferior
ANA	Agência Nacional de Águas
AR	Relatórios de Avaliação
AU	Teste de Anderson-Darling modificado para a cauda superior
BDMEP	Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa
CMK	Contextual Mann-Kendall
CRU	Climate Research Unit
DGP	Distribuição Generalizada de Pareto
DNAEE	Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica
$F^*(x)$	Função de distribuição empírica
$F_n(x)$	Função de distribuição teórica
GEV	Distribuição Geral dos Valores Extremos
INMET	Instituto Nacional de Meteorologia
IPCC	International Panel on Climate Change
KS	Kolmogorov-Smirnov
MK	Mann Kendall
mm	Milímetros
MV	Método da Máxima Verossimilhança
NASA	National Aeronautics and Space Administration
NOAA	National Oceanic and Atmospheric Administration
ODP	Oscilação Decadal do Pacífico
PRE	Precipitação
QQ	Quantil-Quantil
SAS	Sudeste da América do Sul
T	Tempo
TMAX	Temperatura máxima do ar
TMIN	Temperatura mínima do ar
TVE	Teoria de Valores Extremos
UNEP	United Nations Environment Programme
WMO	World Meteorological Organization
μ	Parâmetro de localização
σ	Parâmetro de escala
ξ	Parâmetro de forma

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	29
1.1 HIPÓTESE.....	31
1.2 OBJETIVOS.....	32
1.2.1 Objetivo geral.....	32
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	32
2.1 TENDÊNCIAS CLIMÁTICAS	32
2.2 TEORIA DOS VALORES EXTREMOS (TVE).....	34
2.3 ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS.....	35
2.4 AVALIAÇÃO DO AJUSTE DA GEV E TESTES DE ADERÊNCIA.....	35
2.5 SELEÇÃO DE MODELOS	36
2.5.1 Critério de Informação de Akaike (AIC).....	36
2.5.2 Teste da razão da Verossimilhança	36
2.6 TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS.....	37
3 MATERIAL E MÉTODOS	38
3.1 MATERIAIS	39
3.1.1 Bagé - RS.....	40
3.1.2 Bento Gonçalves - RS.....	40
3.1.3 Bom Jesus - RS.....	41
3.1.4 Caxias do Sul - RS.....	41
3.1.5 Cruz Alta - RS	42
3.1.6 Encruzilhada do Sul - RS.....	42
3.1.7 Iraí - RS	42
3.1.8 Lagoa Vermelha - RS	43
3.1.9 Passo Fundo - RS.....	43
3.1.10 Pelotas - RS	43
3.1.11 Porto Alegre - RS	44
3.1.12 Rio Grande - RS	44
3.1.13 Santa Maria -RS.....	45
3.1.14 Santa Vitória do Palmar - RS	45
3.1.15 Santana do Livramento - RS.....	46
3.1.16 São Luiz Gonzaga - RS	46
3.1.17 Torres - RS.....	46
3.1.18 Uruguaiana - RS	47
3.2 DISTRIBUIÇÃO GERAL DOS VALORES EXTREMOS	47

3.2.1 Estacionária	48
3.2.2 Não-estacionária	48
3.3 MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.....	50
3.4 SELEÇÃO DOS MODELOS.....	51
3.5 VALORES EXTREMOS FUTUROS.....	54
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	56
4.1 TENDÊNCIAS SIGNIFICATIVAS AO TESTE NÃO PARAMÉTRICO	57
4.2 TENDÊNCIAS SIGNIFICATIVAS AOS TESTES PARAMÉTRICOS	60
4.3 RESULTADO DOS TESTES POR MUNICÍPIO ESTUDADO	62
4.3.1 Bagé - RS.....	62
4.3.2 Bento Gonçalves - RS.....	67
4.2.3 Bom Jesus - RS.....	70
4.2.4. Caxias do Sul - RS.....	74
4.3.5 Cruz Alta - RS	78
4.3.6 Encruzilhada do Sul - RS.....	82
4.3.7 Iraí - RS	85
4.3.8 Lagoa Vermelha - RS	89
4.3.9 Passo Fundo - RS.....	93
4.3.10 Pelotas - RS	97
4.3.11 Porto Alegre - RS	101
4.3.12 Rio Grande - RS	105
4.3.13 Santa Maria -RS.....	109
4.3.14 Santa Vitória do Palmar - RS	114
4.3.15 Santana do Livramento - RS.....	119
4.3.16 São Luiz Gonzaga - RS	120
4.3.17 Torres - RS.....	124
4.3.18 Uruguaiana - RS	128
5. CONCLUSÕES	132
REFERÊNCIAS.....	133

1 INTRODUÇÃO

As projeções climáticas até o ano de 2013 sugerem que tanto a frequência quanto a intensidade dos extremos climáticos serão substancialmente modificadas ao longo das próximas décadas. Como consequência, há necessidade de entender em que medida e por quais caminhos os extremos climáticos afetam o estado e a funcionalidade dos ecossistemas terrestres e os ciclos biogeoquímicos associados em escala global (ZSCHEISCHLER et al., 2013).

O Brasil apresenta elevada vulnerabilidade aos possíveis efeitos das alterações climáticas, principalmente ao considerar as projeções de mudança no clima global (SOLOMON et al., 2010). Porém, na escala regional estas mudanças são muito divergentes e nem sempre acompanham a tendência global, principalmente em referência a temperatura do ar. Assim é extremamente importante o esforço científico para detectar e quantificar essas alterações, para o planejamento de medidas que possam amenizar seus possíveis efeitos sobre os recursos hídricos, produtividade das lavouras, segurança alimentar e qualidade de vida (ÁVILA et al., 2014).

Nesse contexto de crescente preocupação com as mudanças climáticas, uma Instituição se destaca: o International Panel on Climate Change (IPCC). Este é um organismo internacional criado pela United Nations Environment Programme (UNEP) e pela World Meteorological Organization (WMO), que busca reunir informações e pesquisas científicas ao redor do mundo para avaliar as mudanças climáticas globais e seus impactos socioeconômicos e ambientais. A principal atividade do IPCC é fornecer regularmente Relatórios de Avaliação (AR - Assessment Reports) acerca do nível de conhecimento sobre mudanças climáticas. Além disso, o IPCC produz Relatórios Especiais, Relatórios de Metodologia, Artigos Técnicos e Material de Suporte.

O IPCC mantém uma base de dados com modelos climáticos globais desenvolvidos em diversos centros de pesquisa no mundo inteiro, tornando-se um grande aliado dos estudos de mudanças climáticas. A partir dos relatórios apresentados pelo IPCC, pode-se verificar em larga escala as mudanças do clima, havendo a necessidade de estudos em diversas regiões do mundo. Os relatórios do IPCC são considerados os mais respeitáveis e mais detalhados documentos sobre mudanças climáticas que se produz mundialmente (BERLATO e CORDEIRO, 2018). Segundo o IPCC, um "evento climático extremo" é como um episódio, evento ou evento climático raro ou pouco frequente, de acordo com sua distribuição estatística

para um determinado local. E de acordo com essa definição, “raro” deve ser entendido como qualquer episódio que esteja acima do percentil 90 ou abaixo do 10º na função de probabilidade observada

Até o fim do século XXI, de acordo com os modelos climáticos globais apresentados pelo IPCC, a temperatura global pode aumentar entre 1,4 e 5,8°C, o que representaria um aquecimento ainda mais acentuado do que observado no século 20 (MARCOTT et al., 2013).

A alteração temporal do clima é uma característica que deve ser discutida, pois o seu estudo nas mais diferentes escalas cronológicas permite compreender como era o clima terrestre no passado e como o é no presente além de permitir, a partir de modelos, simular situações de clima no futuro (PEREIRA; ANGELOCCI; SENTELHAS, 2002).

Com o objetivo de identificar no Brasil regiões homogêneas quanto à distribuição de probabilidades de chuva e assim contribuir para os estudos de extremos climáticos, que causem dano na agricultura, Keller Filho et al. (2005) utilizando dados da precipitação pluvial diária cedidos pelo Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE), atual Agência Nacional de Águas (ANA), referentes a 2.341 postos pluviométricos dispersos em todo o território brasileiro, identificaram com base na análise hierárquica de agrupamento, 25 zonas pluviometricamente homogêneas, localizadas em seis áreas representativas da diversidade climática do território brasileiro.

A área 1, em sua quase totalidade, está inserida no ecossistema dos Cerrados brasileiros, o qual abrange uma área aproximada de 204 milhões de hectares, a Região Sul foi situada na área homogênea 2, onde predomina o clima Subtropical Úmido. Conforme Keller Filho et al. (2005) nesta área, atuam os vórtices ciclônicos de alto nível de origem subtropical que provocam chuvas e ventos fortes (SILVA DIAS e GRAMMELSBACHER, 1991), os sistemas frontais – Pacífico, Argentina, Sul-Sudeste e Nordeste – e a Zona de Convergência do Atlântico Sul. A região da área 3 também é caracterizada pela transição entre climas quentes das latitudes baixas e climas mesotérmicos das latitudes médias, estende-se do oeste de Minas Gerais até a fronteira de São Paulo. A área 4 abrange o Estado de São Paulo, sul e sudeste do Estado de Minas Gerais e a parte central do Estado de Mato Grosso do Sul. A área 5 abrange quase toda a Região Nordeste, onde prevalecem os climas Tropical, Tropical Semi-Árido e Litorâneo Úmido e apresenta grande complexidade na distribuição e intensidade de chuvas.

Ribeiro et al. (2014) definem a tendência climática como uma alteração suave do clima, com acréscimo ou decréscimo nos valores médios das variáveis analisadas, no período de registro. Para os estudos de detecção de tendências climáticas nas séries temporais,

atualmente existe uma enorme gama de testes utilizados para essas análises. Os principais testes para detecção de tendências no campo da hidrologia são os não-paramétricos, baseados em rankings, pois não necessitam do conhecimento prévio sobre a distribuição dos dados. O teste de Mann-Kendall é um dos mais utilizados no mundo para detecção de tendências monotônicas em séries (PORTELA et al., 2011).

Kundzewicz e Robson (2004) apontam que um exame visual dos dados antes da realização de testes é de extrema importância. É a análise exploratória de dados. Envolve o uso de gráficos para explorar, entender e apresentar os dados e é um componente essencial de qualquer análise estatística. Um estudo de tendência climática que não inclui uma análise exploratória minuciosa dos dados não é completo, pois nessa etapa podem ser identificadas características problemáticas da série (outliers ou falhas), padrões temporais (tendência monotônica, mudanças abruptas ou sazonalidade) e padrões espaciais e regionais.

A Teoria de Valores Extremos (TVE) é fundamental para os estudos de valores máximos de precipitação pluvial, temperatura máxima e mínima do ar a fim de estimar a probabilidade de ocorrência desses eventos (BLAIN; MORAES, 2011). As premissas dessa teoria são descritas em Fisher e Tippett (1928), em que são definidos três casos particulares da distribuição generalizada de valores extremos (GEV; JENKINSON, 1955) conhecidos como Gumbel (tipo I), Fréchet (tipo II) e Weibull (tipo III) (GUMBEL, 1958). Um problema que surge na prática é a decisão da escolha de qual tipo, I, II ou III, é o mais adequado à amostra sob investigação, sugerindo, como alternativa, a utilização da GEV (RAYNALL, 1997). Segundo Nadarajah e Choi (2007) a GEV possui toda a flexibilidade contida em seus casos particulares.

1.1 HIPÓTESE

A possível presença de tendências climáticas no Rio Grande do Sul pode alterar a estrutura de probabilidade de séries temporais de dados diários extremos de precipitação pluvial (Pre), temperatura máxima do ar (Tmax) e mínima (Tmin). A utilização de modelos lineares a partir da utilização da distribuição geral dos valores extremos podem detectar a existência de tendências climáticas nas séries, conseguindo a partir do valor calculado do parâmetro projetar valores futuros.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo geral

Detectar tendências climáticas nas séries de valores diários extremos de precipitação pluvial, temperatura máxima e mínima do ar, observados em escala anual nas estações meteorológicas do estado do Rio Grande do Sul, e incorporar essa possível alteração de ordem climática nas estimativas das probabilidades de ocorrência desses eventos extremos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 TENDÊNCIAS CLIMÁTICAS

A tendência é um componente sistemático linear, ou não linear que pode modificar-se ao longo do tempo. Para a América do Sul, como no Sudeste da América do Sul (SAS) onde localiza-se o sul do Brasil, há um grande número de trabalhos realizados sobre o clima e estão sendo evidenciadas mudanças, não só nas médias de temperatura do ar e precipitação pluvial mas também em diversos índices de extremos climáticos como umidade relativa do ar, insolação e número de dias sem chuva (SANTOS; MELO; BRITO, 2016).

O aumento da temperatura média global do ar é o principal sinal de mudança climática. As estimativas dos quatro principais centros que calculam, de forma independente, a média global da temperatura: um no Reino Unido (Hadley Centre), dois nos EUA, um ligado à NASA (National Aeronautics and Space Administration), outro à NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) e a Agência Japonesa de Meteorologia (Japan Meteorological Agency), são muito semelhantes. Brohan et al. (2006) estudaram as incertezas das estimativas das anomalias das temperaturas globais e hemisféricas desde 1850 concluindo que, desde meados do século XX, as incertezas são pequenas e o grande aumento verificado nas temperaturas excede essas incertezas.

A séries temporais de precipitação de todo o Brasil para o período 1961 a 2008, encontraram padrões diferenciados e muito regionalizados nas tendências de aumento e diminuição das precipitações (SILVA et al., 2011). Em termos anuais, a faixa leste da região Sul do Brasil destaca-se como área com tendências positivas significativas, desde o centro do Rio Grande do Sul até o Paraná. Desde meados do século XX o estado do Paraná vem apresentando uma tendência de aumento no volume pluviométrico, principalmente nos meses

de verão e de primavera (MINUZZI; CARAMORI, 2011). No verão o total de chuva teve um acréscimo de 17 a 37 mm por década, enquanto na primavera esta tendência foi de 16 a 42 mm sendo que algumas estações hidrológicas apresentaram esta tendência significativa em ambos os períodos sazonais.

Cheng et al. (2017) publicaram um trabalho sobre aquecimento dos oceanos onde mais de 90% do excesso de calor absorvido pelo sistema climático ao aquecimento é armazenado no oceano, aumentando o conteúdo de calor do mesmo. Segundo esses autores, todas as bacias oceânicas estudadas apresentaram significativa aquecimento desde 1998. O Oceano Pacífico tropical e subtropical e o Oceano Atlântico tropical e subtropical, apresentam os maiores aquecimentos. Ou seja, a América do Sul está ladeada por dois oceanos em aquecimento. Esse saldo de energia representa importante medida de forçante climática sobre o Planeta.

Os oceanos tem grande importância no controle climático, pois são agentes na distribuição do calor, através das correntes marinhas e na circulação atmosférica, que ocorre, principalmente, com a umidade gerada pela evaporação da água do mar e cobrem 71% da superfície terrestre e que o Oceano Pacífico sozinho ocupa 35% dessa superfície (MOLION, 2008). O Oceano Pacífico tem sido foco de pesquisas como um modulador da tendência do aquecimento global (MEEHL et al., 2013). A ascensão da temperatura média global tem apresentado períodos ou décadas de pausa no aquecimento global, ou mesmo de resfriamento, os chamados “hiatos” na literatura. No século XX o maior hiato ocorreu entre os anos 1940 e 1970, de forte resfriamento que coincidiu com a Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) negativa de 1947-1976.

Trenberth (2015) também afirmou que a radiação solar que foi ligeiramente menor durante o último mínimo de manchas solares (2003-2009) e o decréscimo do vapor d’água na troposfera depois do ano 2000 podem ter contribuído para o pequeno hiato, mas considera que este efeito é pequeno na desaceleração recente do aumento da temperatura média global.

Pesquisas climáticas realizadas desde o início do século XXI vêm mostrando fortes indicadores da ocorrência de mudanças climáticas, não só relacionadas à temperatura média, mas também aos extremos climáticos em escalas global e regional. Em diversas partes do planeta tem sido observados aumentos na frequência de noites quentes, ondas de calor, precipitações pluviais diárias mais intensas, enchentes e secas pronunciadas, o que tem resultado em grandes impactos econômicos e sociais. Por outro lado, amplitude térmica diária, ondas de frio e dias de geadas severas estão diminuindo significativamente (VINCENT et al., 2005; ALEXANDER et al., 2006; BLAIN; LULU, 2011; KRUEL, 2015)

2.2 TEORIA DOS VALORES EXTREMOS (TVE)

A Teoria do Valor Extremo (TVE) fornece uma abordagem para estudar estatísticas extremas e o comportamento das caudas de uma dada distribuição. Ela permite aplicações em observações extremas para determinar a densidade da cauda e construir modelos estatísticos para fenômenos raros como níveis extremos de rios (inundações), terremotos, estiagem entre outros.

Para a Distribuição Geral dos Valores Extremos (GEV), a abordagem considera máximos (ou mínimos) selecionados em períodos sucessivos, por exemplo os anos. A definição de valores extremos utilizada é denominada de abordagem em máximos blocos (*block maxima*). Essa abordagem apresenta a qualidade de limitar ou remover a influência de correlações seriais (ou persistência temporal) sobre as estimativas dos parâmetros da GEV evitando também dificuldades em determinar um limiar (*threshold*) que define um evento extremo (GOMES; ALVES; NEVES, 2012). O resultado fundamental da Teoria dos Valores Extremos consiste na convergência da distribuição assintótica de uma série de mínimos ou máximos padronizados para distribuições pertencentes às seguintes classes de distribuições:

- i) Distribuição Generalizada do Valor Extremo - GEV, utilizada neste trabalho, ou;
- ii) Distribuição Generalizada de Pareto - DGP.

A Teoria de Valores Extremos, portanto, concentra-se em classes especiais de distribuições de probabilidade. As distribuições do tipo GEV, incluem as distribuições de Gumbel, de Fréchet e de Weibull, e as distribuições DGP, como a Exponencial, a Pareto e a Beta. Na forma padronizada, a GEV e a DGP dependem apenas de um parâmetro, chamado de índice de cauda (ARRAES; ROCHA, 2006).

A GEV tem sido aplicada em trabalhos com valores extremos de velocidade do vento (BAUTISTA et al, 2004), análises de frequências, tanto para séries de picos anuais de enchentes quanto para precipitações máximas anuais (HAKTANIR; COBANER; KISI, 2010; BEIJO; AVELAR, 2012), na hidrologia para analisar a frequência de fluidos e em finanças para calcular o valor em risco de retornos, perdas ou ganhos extremos (GUEVARA OTINIANO; TEIXEIRA, 2014), e nos extremos de temperaturas (BLAIN, 2011b; KRUEL et al., 2015; MESCHIATTI, 2016; REIS; BEIJO; AVELAR, 2017)

2.3 ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

Os parâmetros foram estimados pelo método da máxima verossimilhança (MV) que é facilmente adaptado para incluir possíveis influências de covariáveis apresentando, com isso, a capacidade de que os parâmetros estimados incorporem tendências associadas às mudanças climáticas (WILKS, 2011). Dessa forma, os parâmetros da GEV foram estimados por meio do método MV, conforme Coles (2001), Pujol et al. (2007), Furió e Meneu (2011), entre outros. Ressalta-se que de acordo com Coles (2001), quando $\xi > -0,5$, os estimadores de máxima verossimilhança são regulares, no sentido de ter as propriedades assintóticas usuais; quando $-1 < \xi < -0,5$, os estimadores da máxima verossimilhança são geralmente obtidos, mas não têm as propriedades assintóticas padrão; quando $\xi < -1$, os estimadores da máxima verossimilhança não podem ser obtidos. Os modelos que apresentarem parâmetro de cauda inferior a -1 serão descartados. A determinação dos erros padrão associados às estimativas dos parâmetros da GEV foi realizada, conforme descrito em Coles (2001), com base na matriz variância-covariância e, considerando-se a normalidade (aproximada) das estimativas de máxima verossimilhança.

2.4 AVALIAÇÃO DO AJUSTE DA GEV E TESTES DE ADERÊNCIA

O teste Kolmogorov-Smirnov (KS) é utilizado para verificar o ajuste de dada amostra à uma distribuição paramétrica. O KS é baseado na comparação das distribuições cumulativas teóricas e empíricas sendo mais apropriado a variáveis contínuas (WILKS, 2011).

Contudo segundo Crutcher (1975), Wilks (2006, 2011), Blain (2011b) e Vlcek e Huth (2009), o método original do KS não pode ser aplicado quando o período utilizado para a condução deste teste é o mesmo adotado para estimação dos parâmetros do modelo teórico sob investigação. Para Vlcek e Huth (2009) essa última situação, frequentemente enfrentada em aplicações práticas, eleva a probabilidade de ocorrência do erro estatístico tipo II. Nesse caso, o método original do KS deve ser modificado conforme Lilliefors (1967, 1969). Sob essa última condição esse método é usualmente denominado de Kolmogorov-Smirnov/Lilliefors ou simplesmente Lilliefors. Segundo Crutcher (1975) e Wilks (2006) o valor crítico relativo à rejeição/aceitação da hipótese de que as probabilidades de ocorrência dos valores extremos podem ser estimadas com base na GEV (H_0 associada ao teste Lilliefors), dependerá:

- i) do nível de significância adotado ($p > 0,05$ resultará na não rejeição de H_0),

ii) do número de dados amostrais e;

iii) dos valores dos parâmetros estimados. Segundo WILKS (2006), os limites críticos do teste Lilliefors são usualmente determinados utilizando-se simulações estatísticas.

O teste de Lilliefors é somente adequado para verificar a parte central das discrepâncias, com isso foi utilizado o teste de Anderson-Darling (AD), que por meio de uma função de ponderação [$\Psi(\cdot)$] enfatiza as discrepâncias nos extremos superiores e inferiores entre as curvas teóricas e empíricas (MESCHIATTI, 2016).

2.5 SELEÇÃO DE MODELOS

2.5.1 Critério de Informação de Akaike (AIC)

Desenvolvido por Hirotugu Akaike, em 1971, utilizado como medida para qualidade relativa de ajuste de um modelo estatístico estimado. Esse método oferece uma medida relativa das informações perdidas, quando um determinado modelo é usado para descrever a realidade. Akaike encontrou uma relação entre a esperança relativa de K-L (informação e a função suporte maximizada), permitindo uma maior interação entre a prática e a teoria, em seleção de modelos e análises de conjuntos de dados complexos (BURNHAM; ANDERSON, 2002). O AIC não é uma prova sobre o modelo, no sentido de testar hipóteses, mas uma ferramenta para a seleção de modelos; não é um teste de hipóteses não há significância e nem p-valor. Dado um conjunto de dados e vários modelos concorrentes, pode-se classificá-los de acordo com o seu AIC, com aqueles tendo os menores valores de AIC sendo os melhores complexos (BURNHAM e ANDERSON, 2002)

A partir do valor do AIC pode-se inferir que, por exemplo, três principais modelos estão em um empate e os restantes são muito piores, mas não se deve atribuir um valor acima do qual um determinado modelo é "rejeitado". Por si só, o valor de AIC para um determinado conjunto de dados não tem qualquer significado. O AIC torna-se útil quando são comparados diversos modelos. O modelo com menor AIC é o "melhor" modelo, dentre os modelos comparados. Se apenas modelos ruins forem considerados, o AIC selecionará o melhor dentre estes modelos.

2.5.2 Teste da razão da Verossimilhança

Após a descrição dessa etapa de seleção inicial, torna-se interessante ressaltar que de acordo com Coles (2001) e El Adlouni et al. (2007), o modelo mais geral (modelo 4; no presente caso) é, frequentemente, o que melhor representa a série temporal em análise. Contudo, considerando que a elevação do número de parâmetros tende a aumentar as incertezas na estimativa de cada quantil, Coles (2001) e El Adlouni et al. (2007) recomendam, com base no princípio da incerteza, que quando as diferenças estatísticas entre dois modelos GEV não forem significativas, deve-se adotar o mais simples. Com isso, a equação 1 será aplicada a fim de avaliar as diferenças entre os modelos selecionados (COLES, 2001; EL ADLOUNI et al., 2007 e FELICI et al., 2007).

$$D = 2(l_1(\text{Modelo}_j) - l_0(\text{Modelo}_i)) \text{ para } j > i; M_i \subset M_j \quad (1)$$

Para $j > i$, em que $l_1(\text{Modelo}_j)$ e $l_0(\text{Modelo}_i)$ são a log-verossimilhança maximizada sob os modelos M_0 e M_1 , respectivamente. A significância estatística de D pode ser calculada com base na distribuição qui-quadrado com graus de liberdade igual à diferença entre o número de parâmetros dos modelos j e i (valores p iguais ou inferiores à 0,05 serão vistos como indicação de que o modelo j é melhor do que o modelo i (COLES, 2001; EL ADLOUNI et al., 2007).

2.6 TESTES NÃO-PARAMÉTRICOS

Para verificação de tendência nas séries de valores extremos, utilizou-se os testes de Mann Kendall ((MK; MANN (1945); KENDALL; STUART (1967)) e de Pettit (PETTITT, 1979). De acordo com Hirsch e Slack (1984), o teste de MK é totalmente baseado em rankings, é um teste robusto contra não normalidade. Por tratar-se de um método não paramétrico, ele não requer distribuição normal dos dados (YUE et al., 2002). Outra vantagem deste método é o fato de ser pouco influenciado por mudanças abruptas ou séries não homogêneas (ZHANG et al., 2009). Hirsch et al. (1982) indicam que o teste MK é melhor visualizado como uma análise exploratória e é mais apropriadamente usado para identificar estações onde as mudanças são significativas ou de grande magnitude e para quantificar esses achados.

O teste 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 MK é o método mais apropriado para analisar mudanças climáticas em séries climatológicas.

O teste não paramétrico de Pettitt é usado na identificação de tendência em séries históricas pois permite confirmar a estacionariedade da série histórica, ou seja, excetuando as flutuações aleatórias, as observações são invariantes com relação à cronologia de suas ocorrências (ULLIANA et al., 2015).

3 MATERIAL E MÉTODOS

Foram utilizados os dados históricos selecionados a partir das estações meteorológicas controladas pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). Esses dados, estão disponíveis no portal do Instituto (INMET, 2013), junto ao Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP).

A Tabela 1 apresenta as localidades estudadas, destacando o código da estação meteorológica, suas coordenadas geográficas (latitude e longitude), altitude em relação ao nível do mar, além do período de dados disponível em anos de cada série, sendo que, o período estudado de cada série temporal depende dos dados disponíveis de cada estação meteorológica, com uma sequência sem falhas.

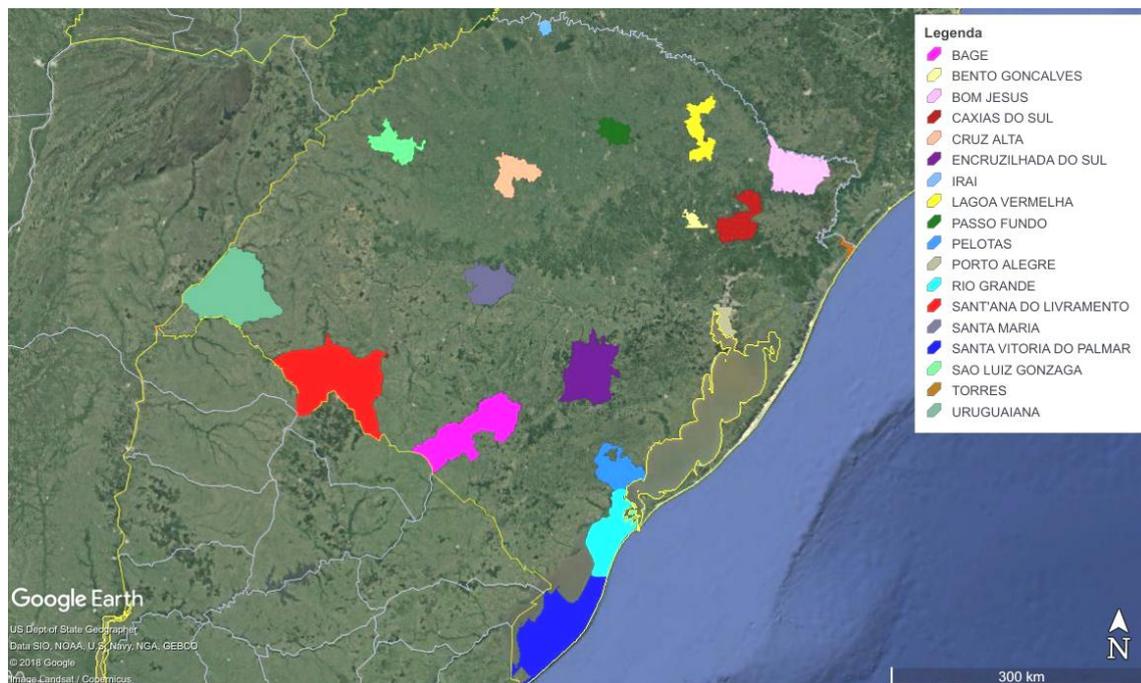
Tabela 1 - Código da estação meteorológica e suas coordenadas geográficas e número de anos disponível de dados de temperaturas mínima (Tmin), máxima (Tmax) e precipitação (Pre) em anos pelo INMET.

Local	Código	Latitude (graus)	Longitude (graus)	Altitude (m)	Tmin	Tmax (anos)	Pre
Bagé	83980	-31,33	-54,10	242,31	48	46	51
Bento Gonçalves	83941	-29,15	-51,51	640,00	44	43	44
Bom Jesus	83919	-28,66	-50,43	1047,50	41	45	45
Caxias do Sul	83942	-29,16	-51,20	759,60	49	48	49
Cruz Alta	83912	-28,63	-53,60	472,50	48	50	50
Encruzilhada do Sul	83964	-30,53	-52,51	427,75	50	50	50
Iraí	83881	-27,18	-53,23	247,10	39	48	51
Lagoa Vermelha	83916	-28,21	-51,50	840,00	36	38	40
Passo Fundo	83914	-28,21	-52,40	684,05	46	51	51
Pelotas	83985	-31,78	-52,41	13,00	119	120	120
Porto Alegre	83967	-30,05	-51,16	46,97	51	52	52
Rio Grande	83995	-32,03	-52,10	2,46	49	50	48
Santa Maria	83936	-29,70	-53,70	95,00	104	104	51
Sta Vitória do Palmar	83997	-33,51	-53,35	24,01	48	49	48
Santana do Livramento	83953	-30,83	-55,60	328,00	32	34	33
São Luiz Gonzaga	83907	-28,40	-55,01	245,11	44	45	49
Torres	83948	-29,35	-49,73	4,66	41	49	49
Uruguaiana	83927	-29,75	-57,08	62,31	44	41	47

3.1 MATERIAIS

O estado do Rio Grande do Sul tem extensão territorial de 281.730,2 km², dividido em 497 municípios. Destes, 41 atualmente tem estações meteorológicas automáticas, com dados diários disponíveis pelo INMET. Como objeto de estudo, foram selecionados todos os municípios que apresentaram dados históricos de precipitação, temperatura máxima e mínima do ar (Figura 1).

Figura 1 - Municípios estudados no estado do Rio Grande do Sul.



3.1.1 Bagé - RS

Segundo Köppen, o clima predominante é o Cfa (subtropical úmido). Pelos dados disponíveis entre 1961 a 2015, a precipitação média anual na região é de 1.491 mm. A temperatura média anual é de 18,5°C, sendo que a média das máximas é de 23,8°C e a média das temperaturas mínimas é de 13,2°C. A maior temperatura registrada no período foi de 39,9°C no ano de 1999, a menor foi de -3,9°C em 1996 e maior acumulado diário de precipitação registrada foi de 181 mm no ano de 1991. Segundo Moreno (1961) a insolação média anual é de 2.444 horas, com uma umidade relativa média anual de 78% .

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Bagé, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015.

3.1.2 Bento Gonçalves - RS

Dentre os dados disponíveis entre 1961 a 2015, a precipitação extrema média diária na região é de 82 mm. A temperatura extrema média das máximas diária é de 33,89°C e a média das temperaturas mínimas extrema diária é de -0,75°C. A maior temperatura registrada no

período foi de 36°C no ano de 1971, a menor foi de -4,5°C em 2000 e maior acumulado diário de precipitação registrada foi de 132 mm no ano de 1988.

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Bento Gonçalves, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2013.

3.1.3 Bom Jesus - RS

O clima de Bom Jesus segundo a classificação de Köppen (1918) é temperado (*Cfb*), com verões amenos, invernos relativamente frios e geadas frequentes. Pode nevar nos meses mais frios. Segundo dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), de 1961 a 2016 a menor temperatura registrada foi de -8 °C em 2 de agosto de 1991, e a maior atingiu 33,4°C em 6 de fevereiro de 2014. O maior acumulado de precipitação em 24 horas foi de 151,9 mm em 20 de setembro de 1969.

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Bom Jesus, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015.

3.1.4 Caxias do Sul - RS

O clima de Caxias do Sul segundo a classificação de Köppen (1918) é temperado (*Cfb*), com verões relativamente quentes, invernos relativamente frios e geadas esporádicas, mais frequentes nas áreas de maior altitude e menor urbanização, no extremo leste da cidade. Pode nevar nos meses mais frios. A temperatura média anual do município é de 16,3°C. Os meses mais quentes são janeiro e fevereiro, ambos com média de 20,6°C, enquanto junho é o mais frio, com média de 12,1°C. Quanto às precipitações pluviométricas, a média anual é de 1 823 milímetros (mm), sendo regularmente distribuídas durante o ano. O mês mais chuvoso é agosto, com média de 185 mm, e o menos chuvoso é abril, com média de 100 mm. Precipitações acumuladas já chegaram à marca de 105 mm em doze horas (IBGE, 2017).

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Caxias do Sul, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015.

3.1.5 Cruz Alta - RS

Cruz Alta apresenta clima subtropical, com as quatro estações do ano bem definidas. A temperatura média mínima chega a 9°C nos meses de junho e julho e a máxima a 29°C em janeiro. Apresenta uma grande amplitude térmica, considerando todo o ano, de 20°C. O índice pluviométrico bem distribuído ao longo do ano, com média de 1631 milímetros (mm) anuais.

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Cruz Alta, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015.

3.1.6 Encruzilhada do Sul - RS

O clima da região segundo a classificação de Koppen é Subtropical Cfb. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Encruzilhada do Sul - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. O maior acumulado de precipitação pluvial ocorreu no ano de 1992, no dia 12 de abril o total de 184 mm no período de um dia, anterior a esse total, no ano de 1983 houve 137,7 mm de precipitação. Dentre os anos em estudo, nenhum dia a temperatura ultrapassou os 37,9°C, sendo essa a maior temperatura registrada nos dias de 18 de dezembro de 1995 e 26 de dezembro de 2013. Já para temperatura mínima, a menor registrada foi no dia 11 de julho de 1965 marcando -2,5°C e em 13 de junho de 1974, 14 de julho de 1991 e 2 de agosto de 1991 a temperatura mínima marcou -2°C.

3.1.7 Iraí - RS

O clima da região é Cfa, classificado por Koppen. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Iraí, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. O maior acumulado diário de precipitação registrado foi de 200 mm no dia 13 de outubro de 2000, anterior a esse valor apenas no dia 24 de fevereiro de 1998 o acumulado diário de 165 mm. Foram registrados três dias com temperaturas máxima acima de 40°C, sendo 40,1°C, 41°C e 42,2°C nos dias 30 de dezembro de 1962, 2 e 3 de janeiro de 1963, respectivamente. As temperaturas mínimas extremas ocorreram em sete dias no período de dados registrados,

sendo $-2,8^{\circ}\text{C}$ em 6 de agosto de 1963, $-3,4^{\circ}\text{C}$ em 7 de agosto de 1963, $-2,4^{\circ}\text{C}$ em 12 de julho de 1965, $-2,1^{\circ}\text{C}$ em 19 de agosto de 1974, $-2,4^{\circ}\text{C}$ em 18 de julho de 1975, $-3,2^{\circ}\text{C}$ em 11 de julho de 1976 e $-2,8^{\circ}\text{C}$ em 5 de junho de 1978, não havendo temperaturas abaixo de -2°C desde 1978 até os dias atuais.

3.1.8 Lagoa Vermelha - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Lagoa Vermelha, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Os acumulados diários de precipitação extremos são de 152,5 mm no dia 16 de abril de 1971 e 166 mm no dia 1 de outubro de 2001. Em relação a temperatura máxima do ar, foram registrados quatro dias com temperaturas acima de 35° , sendo nos dias 2, 4 e 6 de janeiro de 1963, temperaturas de $35,8^{\circ}\text{C}$, $35,6^{\circ}\text{C}$, $35,5^{\circ}\text{C}$, respectivamente, e $35,5^{\circ}\text{C}$ também no dia 2 de julho de 2014. Quanto a temperatura mínima, o ano de 1984 foi o que apresentou as menores temperaturas extremas, com $-2,6^{\circ}\text{C}$ em 28 de junho, -2°C em 23 de julho e $-3,8^{\circ}\text{C}$ em 26 de agosto, já no ano de 1985, a menor temperatura registrada foi de $-3,0^{\circ}\text{C}$ em 11 de julho.

3.1.9 Passo Fundo - RS

O clima da região é classificado por Koppen como subtropical Cfa. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Passo Fundo, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Dentro do período de registro, os maiores acumulados diários de precipitação ocorreram 161,1 mm em 18 de fevereiro de 1972, 151,3 mm em 28 de maior de 1992 e 174 mm em 28 de abril de 1998. As maiores temperaturas registradas são de $35,6^{\circ}\text{C}$ em 2 de janeiro de 1963, $35,6^{\circ}\text{C}$ em 28 de dezembro de 1972, $35,9^{\circ}\text{C}$ em 12 de março de 2005, $36,3^{\circ}\text{C}$ em 20 de dezembro de 2000 e $35,9^{\circ}\text{C}$ em 22 de dezembro de 2011. Quanto a temperatura mínima as menores registradas foram de $-2,9^{\circ}\text{C}$ em 6 de agosto de 1963, $-3,5^{\circ}\text{C}$ em 14 de julho de 2000, $-2,9^{\circ}\text{C}$ em 12 de julho de 2003 e $-2,8^{\circ}\text{C}$ em 25 de julho de 2009.

3.1.10 Pelotas - RS

Em Pelotas, o clima é quente e temperado. Mesmo o mês mais seco ainda assim tem muita pluviosidade. O clima é classificado como Cfa segundo a Köppen. A série de dados diários de temperatura máxima e mínima do ar e de precipitação pluvial do município de Pelotas - RS, apresenta falhas abaixo de 1%, com isso, ela foi utilizada no desenvolvimentos dos testes, desde 1896 até o ano de 2015 (KRUEL et al., 2015). Os maiores acumulados diários de precipitação ocorreram em 19 de fevereiro de 1937 no total de 200 mm, 170 mm em 22 de janeiro de 1948, 208,4 mm em 15 de abril de 1959 e 188,2 mm em 15 de fevereiro de 1983. As temperaturas máximas do ar extremas foram registradas 40,2°C em 2 de janeiro e 6 de fevereiro de 1900, 40,5° C em 7 de fevereiro de 1900, 2 de janeiro de 1922 e 2 de janeiro de 1943 e 40,8°C em 5 de fevereiro de 1906 e de 1913. Quanto a temperatura mínima do ar, os menores valores registrados foram -2°C em 20 de julho de 1962 e 14 de junho de 1963 e -3°C em 30 de junho de 1996 e 9 de junho de 2012.

3.1.11 Porto Alegre - RS

O clima é classificado como subtropical úmido Cfa (Köppen), tendo como característica marcante a grande variabilidade. A presença da grande massa de água do lago Guaíba contribui para elevar as taxas de umidade atmosférica e modificar as condições climáticas locais, com a formação de microclimas. O contínuo processo de cobertura da superfície do terreno por edificações e calçamento também gera microclimas específicos, observando-se até 4°C de variação térmica nas diferentes regiões da cidade (INMET, 2017). Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Porto Alegre, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Os dois maiores acumulados diários de precipitação pluvial ocorreram em 6 de setembro de 1974 com o total de 135,4 mm e no dia 5 de março de 2008 o total de 149,6 mm. As maiores temperaturas do ar ocorreram com valores de 39,1°C e, 26 de janeiro de 1964 e 20 de dezembro de 2012, 39,2°C em 27 de dezembro de 1970 e 9 de janeiro de 2005 e 39,5°C no dia 11 de dezembro de 1994. As duas únicas temperaturas registradas abaixo de 0 graus ocorreram em 6 de junho de 1974 com -0,3°C e 16 de julho de 1993 com a temperatura mínima de -0,2°C.

3.1.12 Rio Grande - RS

O clima de Rio Grande é subtropical ou temperado, com forte influência oceânica e com invernos relativamente frios, verões tépidos e precipitações abundantes durante o ano (IBGE, 2017). Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Rio Grande, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Os maiores acumulados diários de precipitação que ocorreram, foi registrado 179 mm em 3 de novembro de 1966, 156,9 mm em 9 de julho de 1977 e 194 mm em 15 de fevereiro de 1983. As duas maiores temperaturas registradas foram de 39,3°C e 39,6°C nos dias 19 de fevereiro e 25 de dezembro, ambas no ano de 2012. Quanto a temperatura mínima do ar, as menores temperaturas dentro do período foram de -0,3°C em 28 de junho de 1997 e 27 de julho de 2007 e -0,5°C em 28 de junho de 1994 e em 6 de setembro de 2012.

3.1.13 Santa Maria -RS

O clima é classificado por Koppen como Cfa. Os dados disponíveis pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) para o município de Santa Maria - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar iniciam no ano de 1910 até o ano de 2015 e a série de precipitação disponível pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) iniciam em 1961 até 2015. No dia 16 de abril de 1984 foi registrado o acumulado diário de precipitação de 183,9 mm e 180,8 mm no dia 8 de outubro de 2015. As maiores temperaturas registradas marcaram os 41°C nos dias 19 de janeiro e 29 de dezembro de 1917, 16 de janeiro de 1943 e 13 de fevereiro de 1958 e 41,2°C no dia 12 de janeiro de 1914. Quanto a temperatura mínima, as menores registradas foram de -2,5° em 30 de junho de 1996, -2,6°C nos dias 8 de junho de 1915, 17 de junho de 1971 e -2,9°C em 14 de julho de 2000.

3.1.14 Santa Vitória do Palmar - RS

O clima da região é subtropical Cfa (Koppen). Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Santa Vitória do Palmar - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Os maiores acumulados diários de precipitação registrados foram 167,6 mm em 4 de abril de 1993 e 166,6 mm em 27 de dezembro de 1997. As maiores temperaturas do período ocorreram 39,2°C em 26 de janeiro de 1964, 39,9°C em 18 de dezembro de 1995 e 39,3°C em 26 de dezembro de 2013. Quanto a temperatura mínima, ocorreu -1,8°C em 14 de

junho e de julho do ano de 1967 e $-1,7^{\circ}\text{C}$ em 30 de junho de 1996.

3.1.15 Santana do Livramento - RS

O clima da região é classificado por Koppen como subtropical Cfa. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Santana do Livramento, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. O maior acumulado diário de precipitação registrado ocorreu em 15 de fevereiro de 1983 com um total de 163,8 mm. As maiores temperaturas ocorreram em 2 de janeiro de 1963 marcando $40,5^{\circ}\text{C}$ e $39,2^{\circ}\text{C}$ em 8 de janeiro de 2006. Em relação a temperatura mínima, os menores registros foram de $-3,1^{\circ}\text{C}$ em 11 de julho de 2007, $-3,4^{\circ}\text{C}$ em 24 de julho de 2009 e $-3,2^{\circ}\text{C}$ em 6 de julho de 2012.

3.1.16 São Luiz Gonzaga - RS

O clima da região, segundo a classificação de Koppen é subtropical Cfa. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de São Luiz Gonzaga, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Os maiores acumulados diários de precipitação ocorreram 183,8 mm em 6 de novembro de 1997 e 189,8 mm em 24 de dezembro de 2015. As maiores temperaturas ocorreram em 21 de dezembro de 2011, marcando 40°C e $40,1^{\circ}\text{C}$ em 9 de fevereiro de 2014. Já para temperatura mínima a menor registrada foi $-2,3^{\circ}\text{C}$ em 7 de junho de 2012.

3.1.17 Torres - RS

O clima de Torres é subtropical úmido, influenciado por massas de ar tropicais e polares, com predominância da massa tropical atlântica. O índice médio anual de pluviosidade é elevado, de aproximadamente 1360 milímetros (mm) anuais, precipitações abundantes e regulares durante todo o ano, sem a ocorrência de uma estação seca. Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Torres, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Dentro do período avaliado os dois maiores acumulados diários registrados ocorreram 257,3 mm em 14 de fevereiro e 213 mm em 19 de março ambos em 2014. Já a

maior temperatura ocorreu em 25 de dezembro de 2012 com o valor de 41,4°C. A menor temperatura registrada foi -0,2°C em 8 de junho de 2012.

3.1.18 Uruguaiana - RS

O clima da região é do tipo Cfa 2, com precipitação pluvial média anual de 1.171 mm e temperatura média anual de 19,8 °C (MOTTA, 1986). Uruguaiana possui a maior amplitude térmica do país, por isso as estações do ano são bem distintas no município de Uruguaiana, onde o verão na cidade é quente, um pouco amenizado pelo efeito das águas do Rio Uruguai. No outono é temperado, com ocorrência de queda de folhas, mas também é nesse período que acontece o "veranico", época de calor comparado ao verão entre os meses de abril e maio. O inverno é frio, com temperaturas negativas nas partes mais altas do município, com ocorrência de geada e nevoeiro. A primavera é o início da floração. A partir do mês de outubro o calor começa novamente, com a proximidade do verão.

Segundo dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), referentes ao período entre 1961 e 2013, a menor temperatura já registrada em Uruguaiana foi de -3,2°C em 14 de julho de 2000, e a maior atingiu 40,8°C em 2 de janeiro de 1963. Os maiores acumulados de chuva registrados em Uruguaiana foram de 183,2 mm em 5 de junho de 1992, 164 mm em 13 de outubro de 1997, 162,3 mm em 28 de maio de 1967, 157,3 mm em 12 de abril de 1992, 154,3 mm em 24 de fevereiro de 1983, 152,6 mm em 27 de janeiro de 1998 e 151,1 mm em 5 de maio de 1983. O maior volume de chuva ocorrido em um mês foi de 569,3 mm em novembro de 2009.

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Uruguaiana, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2016.

3.2 DISTRIBUIÇÃO GERAL DOS VALORES EXTREMOS

No presente estudo, as séries de valores extremos foram compostas por meio da abordagem em máximos blocos nesta o máximo valor diário observado em cada bloco (ano) foi utilizado para compor as séries anuais de temperatura máxima e precipitação. Para as séries anuais de temperatura mínima do ar foram utilizados os menores valores observados em

cada ano e uma transformação nos dados fez-se necessário: as variáveis x da amostra foram transformadas em $-x$ e, conseqüentemente o parâmetro μ em $-\mu$ (MESCHIATTI, 2016).

3.2.1 Estacionária

Segundo COLES (2001) a análise de valores extremos visa quantificar a variabilidade estocástica de um processo aleatório considerando valores elevados e pouco usuais. A função GEV estacionária pode ser descrita por:

$$f(M) = \frac{1}{\sigma} \left[1 + \frac{\xi(M - \mu)}{\sigma} \right]^{-\frac{1}{\xi}} \exp \left\{ - \left[1 + \frac{\xi(M - \mu)}{\sigma} \right]^{\frac{1}{\xi}} \right\} \text{ se } 1 + \frac{\xi(M - \mu)}{\sigma} > 0 \quad (2)$$

em que:

μ é o parâmetro de localização;

σ é o parâmetro de escala e;

ξ é o parâmetro de forma.

3.2.2 Não-estacionária

Conforme descrito em Coles (2001), El Adlouni et al. (2007), Pujol et al. (2007), Furió e Meneu (2011) e Blain (2011), um modelo GEV não estacionário com parâmetros estimados em função da covariável tempo (t) pode ser descrito pela função densidade de probabilidade apresentado na equação 2.

A fim de incorporar a possível presença de tendências climáticas na modelagem estocástica da probabilidade de ocorrência das variáveis precipitação (Pre), temperatura máxima do ar (Tmax) e temperatura mínima do ar (Tmin) são propostos os seguintes modelos baseados na equação 2:

Modelo 1: GEV($\mu_t = \mu$, $\sigma_t = \sigma$, $\xi_t = \xi$) – Estacionário. Equivalente à equação 2.

Modelo 2: GEV($\mu_t = \mu_0 + \beta t$, $\sigma_t = \sigma$, $\xi_t = \xi$) – Modelo homocedástico; β é a taxa de alteração do parâmetro de localização (Figura 2).

Modelo 3: GEV($\mu_t = \mu_0 + \beta t$, $\sigma_t = \exp(\sigma_0 + \alpha t)$, $\xi_t = \xi$) – A função exponencial é utilizada a fim de garantir que o parâmetro de escala (relativo à dispersão da distribuição) sempre

apresente valores positivos. Esse modelo descreve alterações temporais tanto nas medidas de posição, quanto nas de dispersão das distribuições (Figura 3).

Modelo 4: $GEV(\mu_t = \mu'_0 + \beta''t, \sigma'_t = \exp(\sigma'_0 + \alpha't), \xi_t = \xi_0 + \delta t)$ (Figura 4).

Figura 2 - Taxa de alteração do parâmetro de localização.

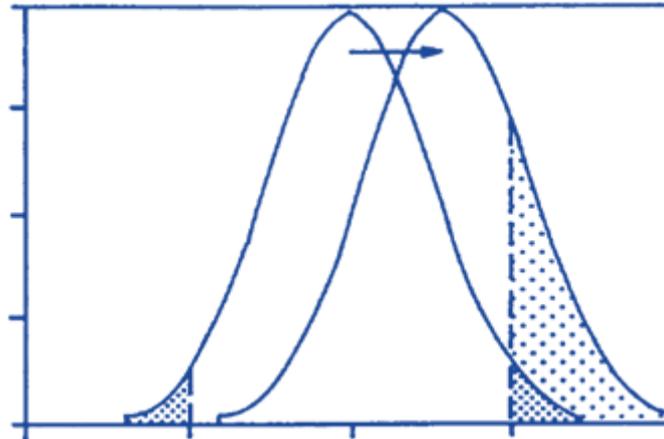


Figura 3 - Alterações temporais nas medidas de posição e de dispersão das distribuições.

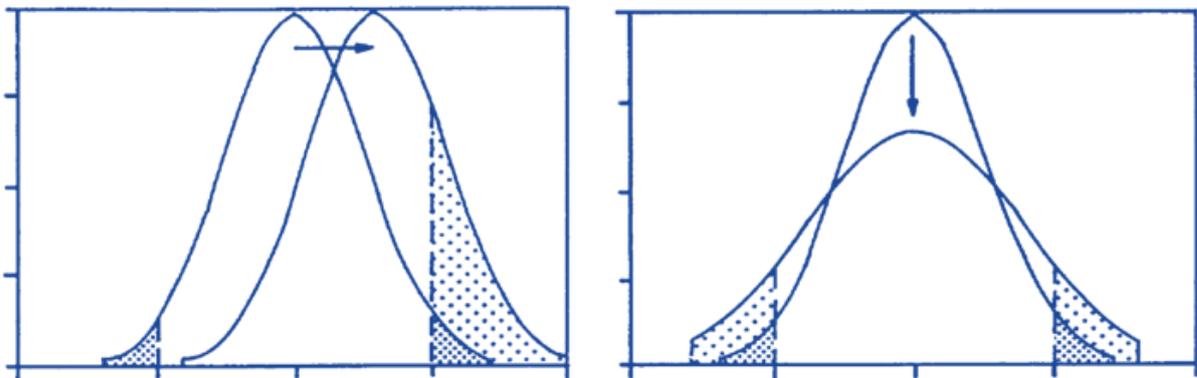
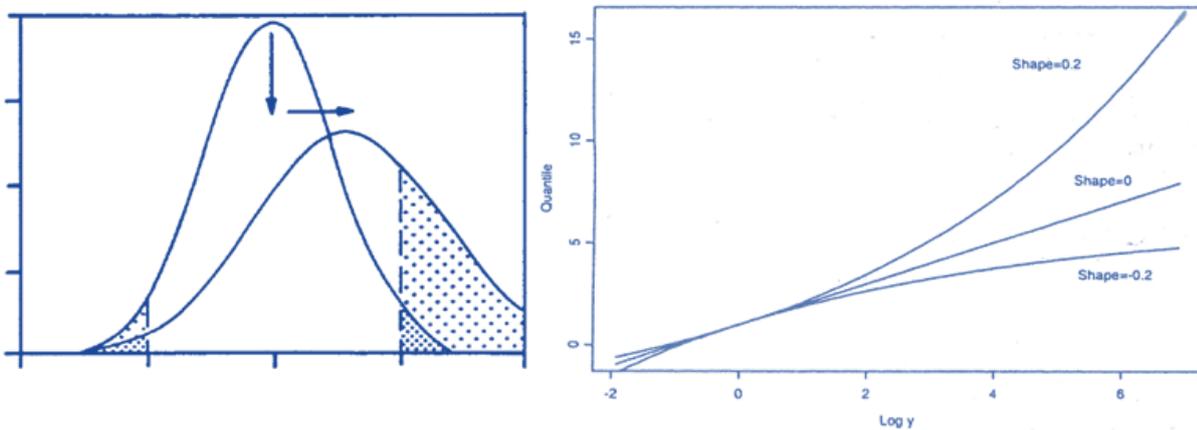


Figura 4 - Taxa de alteração do parâmetro de localização, de dispersão das distribuições e no parâmetro de cauda.



É importante enfatizar que o modelo 1 pode ser visto como um caso particular do modelo 2. Por analogia, os modelos 1 e 2 são casos particulares do modelo 3 que, por sua vez, é um caso particular do modelo 4.

3.3 MÉTODO DA MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA

O método da Máxima Verossimilhança (MV) foi adotado neste estudo para estimar os valores dos parâmetros μ , σ , ξ dos modelos 1, 2, 3 e 4 da distribuição geral dos valores extremos (GEV). Para a GRV, com $\Theta = (\mu, \sigma, \xi)$, temos a seguinte função de verossimilhança:

$$L(\theta|x) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{\sigma} \left(1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) \right) (1 - \xi) / \xi \exp \left(- \left(1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) \right) \frac{1}{\xi} \right) \right] \quad (3)$$

Tomando o logaritmo natural da expressão acima temos:

$$L(\theta|x) = \ln(L) = -n \ln(\sigma) - (1 - \xi) \sum_{i=1}^n z_i - \sum_{i=1}^n e^{-z_i} \quad (4)$$

onde $z_i = -\frac{1}{\xi} \ln \left(1 - \alpha \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) \right)$

Pela equação 4 a resolução não possui explícita, com isso utilizou-se o método numérico de Nelder-Mead (COLES, 2001). Quando as condições de regularidade não foram

atingidas levando a obtenção de valores de ξ fisicamente irrealis ou a não estimativa do intervalo de confiança dos parâmetros, optou-se por descartar o modelo.

3.4 SELEÇÃO DOS MODELOS

A avaliação do ajuste da GEV inicialmente foi baseada nos testes de aderência de Komolgorov-Smirnov/Lilliefors, Anderson-Darling e Anderson-Darling modificado. Os testes foram aplicados em todos os 4 modelos anteriormente descritos. O teste de Lilliefors compara a função de distribuição cumulativa empírica e a teórica (LILLIEFORS, 1969).

$$L = \max_x |F^*(x) - F_n(x)| \quad (5)$$

Em que $F^*(x)$ é a função de distribuição empírica e $F_n(x)$ é a função de distribuição teórica

Esse procedimento adotou a geração de $N_s = 10000$ amostras sintéticas oriundas de simulações baseadas na função GEV e utilizando-se o método de geração por inversão de números aleatórios distribuídos de forma não uniforme. Descrições mais detalhadas sobre o método Lilliefors são dadas em Wilks (2006, 2011).

Em relação à estatística de valores extremos, o teste de Anderson-Darling (AD; ANDERSON e DARLING, 1952) é baseado tanto na soma dos quadrados das diferenças entre as distribuições teóricas e empíricas quanto em uma função de ponderação (*weight function* [$\Psi(\cdot)$]) que dá ênfase às discrepâncias em ambos os extremos (caudas) das respectivas curvas (SHIN et al., 2012). Ressalta-se que essa última característica não pode ser observada no algoritmo do Lilliefors. O teste AD é descrito na equação 6.

$$Q_n = N \int_{-\infty}^{\infty} [F(\cdot) - G(\cdot)]^2 \Psi(\cdot) dG(\cdot) \quad (6)$$

Onde:

N é o comprimento da série;

$G(\cdot)$ é a distribuição cumulativa teórica; e

$F(\cdot)$ é a distribuição empírica.

Conforme descrito em Shin et al. (2012) quando $[\Psi(.)]=1$, Qn torna-se equivalente ao teste de Cramer Von Mises. O teste de AD é obtido para $\Psi(.) = \{G(.)[1-G(.)]\}^{-1}$. Essa última forma de cálculo de $\Psi(.)$ resulta em um teste mais rigoroso por enfatizar as diferenças nas caudas das distribuições (SHIN et al., 2012). Entretanto, pode-se verificar a partir da equação 6 que o teste AD pondera de forma similar ambas as caudas (superior e inferior) das distribuições. Nesse aspecto, ressalta-se que enquanto o estudo dos valores extremos de Pre e de Tmax é focado nas caudas superiores das curvas de probabilidade, o estudo dos valores extremos (inferiores) de Tmin é direcionado às caudas inferiores das funções de probabilidade. Em ambos os casos, a utilização de uma função $\Psi(.)$ capaz de enfatizar, separadamente, as discrepâncias nas caudas inferiores e superiores torna-se uma opção relevante (SHIN et al., 2012). Com base nessa premissa, Ahmad et al. (1988) descreveram uma adaptação do AD na qual $\Psi(.)$ pode ser igualado à $[1-G(.)]^{-1}$ (equação 7), para ênfase aos extremos superiores, ou à $[G(.)]^{-1}$ (equação 8), para ênfase aos extremos inferiores.

$$AU = N \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[F(.) - G(.)]^2}{1 - G(.)} \Psi(.) dG(.) \quad (7)$$

$$AL = N \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[F(.) - G(.)]^2}{G(.)} \Psi(.) dG(.) \quad (8)$$

Conforme descrito em Shin et al. (2012) $AU+AL=AD$. De forma análoga ao LILLIEFORS, as simulações estatísticas requeridas para calcular a significância de cada teste AU, AL e AD serão realizadas a partir do método geração por inversão de números aleatórios distribuídos de forma não uniforme ($N_s = 10000$).

A segunda etapa de seleção dos modelos foi realizada por meio da aplicação do critério de informação de Akaike. Nesse sentido, a seleção dos modelos no AIC foi dada apenas para os modelos que passaram pela primeira etapa de seleção, inicialmente descrito nas equações 9 e 10.

$$AIC(\text{modelo}_i) = 2l(\text{modelo}_i) + 2k \quad \text{para } i=1 \text{ para } 4 \quad (9)$$

$$\Delta(\text{modelo}_i) = AIC(\text{modelo}_i) - \text{minimum } AIC(\text{modelo}_i) \quad (10)$$

Onde: k é o número de parâmetros de cada i modelo e $2l(.)$ é a função log-verossimilhança maximizada de cada i Modelo.

De forma similar ao trabalho de Felici et al. (2007), foram selecionados apenas os modelos que obtiveram $\Delta(.) \leq 2$.

O teste da razão da verossimilhança foi aplicado a fim de verificar se existia diferença significativa entre os modelos, sendo que o modelo 4 neste estudo é o modelo mais geral, com o maior número de parâmetros e, todavia, o modelo 1 é um caso particular do modelo 2, que são casos particulares do modelo 3 e do modelo 4. Com isso, os valores de p iguais ou inferiores a 0,05 foram vistos como indicação de que o M2 é melhor que o M1; M3 é melhor que o M2; M3 é melhor que o M4; M4 é melhor que o M1.

A fim de auxiliar a avaliação de desempenho da GEV, foram utilizados os gráficos Quantil-Quantil (QQ). Estes, que podem ser considerados métodos qualitativos de verificação de ajustes paramétricos (WILKS, 2006), tem a capacidade de comparar as distribuições cumulativas empíricas e teóricas em termos dimensionais (relativos à unidade da variável em análise) (WILKS, 2011). Dessa forma, no presente estudo, os mesmos foram ilustrados considerando-se no eixo das abscissas os valores observados de Pre, Tmax ou Tmin e no das ordenadas, os respectivos valores estimados com base na GEV. Conceitualmente, um ajuste perfeito apresentaria um gráfico QQ com todos os pontos cartesianos recaindo sobre a reta 1:1.

Contudo, deve-se ressaltar que a correta elaboração desses gráficos exige que os dados que formam os pontos cartesianos, tenham uma escala comum. Dessa forma, para os modelos não estacionários (que, por definição não são independentes e identicamente distribuídos; iid) foi aplicada a seguinte transformação (COLES, 2001; FELICI et al., 2007):

Dada uma sequência de dados X_t originários de uma série temporal não estacionária a partir da qual um modelo GEV, com parâmetros dependentes de t , foi ajustado, calcula-se a seguinte variável pela equação 11 transformada Z_t .

$$Z_t = \log \left\{ 1 + \xi(t) \left(\frac{X_t - \mu(t)}{\sigma(t)} \right) \right\}^{\frac{-1}{\xi(t)}} \quad (11)$$

Essa transformação visa remover a dependência temporal da sequência X_t estabelecendo uma escala comum para os eixos das abscissas e ordenadas dos gráficos QQ. Estes últimos serão elaborados de forma similar ao anteriormente descrito utilizando-se, evidentemente, Z_t ao invés de X_t .

3.5 VALORES EXTREMOS FUTUROS

Após a realização das etapas de seleção dos modelos e a fim de exemplificar uma aplicação prática dos modelos não estacionários, a função cumulativa de probabilidade da GEV (equação 12) foi utilizada para estimar o valor de precipitação, temperaturas máximas e mínimas extremas associadas à probabilidade de 0,90, 0,95 e 0,99 nos anos 2050, 2075 e 2100, conforme Furió e Meneu (2011).

$$F(x) = \exp\left\{-\left[1 + \frac{\delta(x-\mu)}{\sigma}\right]^{-\frac{1}{\delta}}\right\} \quad (12)$$

3.6 TESTE DE MANN KENDALL E PETTIT

O cálculo de MK inicia-se pela estimação da estatística S (equação 13) em uma série de comprimento n e composta por x valores, onde x_j são valores de dados sequenciais.

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(X_j - X_i) \quad (13)$$

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{se } \theta > 0 \\ 0 & \text{se } \theta = 0 \\ -1 & \text{se } \theta < 0 \end{cases}$$

Quando $n \geq 8$ a distribuição de S aproxima-se à Gaussiana com média $E(S)=0$ e variância $V(S)$ descrita pela equação X, onde t_m é o número de conjuntos formados por dados de mesmo valor e m é o número de elementos constituintes de cada conjunto t_m (MANN, 1945, KENDALL, 1975). A estatística S é então padronizada (Z , equação 15) e a sua significância estatística pode ser estimada por meio da distribuição cumulativa normal padrão. O sinal de Z indica se a tendência é crescente ($s > 0$) ou decrescente ($s < 0$).

$$V(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{m=1}^n t_m m(m-1)(2m+5)}{18} \quad (14)$$

$$Z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{V(s)}} & \rightarrow s > 0 \\ 0 & \rightarrow s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{V(s)}} & \rightarrow s < 0 \end{cases} \quad (15)$$

O teste de MK, é baseado na suposição de que os dados não apresentam correlação temporal. Conforme Önoz e Bayazit (2012) e Blain (2010), a autocorrelação positiva aumenta a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula mesmo quando não há tendência, com uma probabilidade maior do que o nível de significância fixado (erro tipo I). Isso acontece porque a autocorrelação aumenta a variância da estatística de teste de MK. Neste trabalho, apenas um dado extremo por ano foi utilizado, devido a isto testes para verificar a autocorrelação não foram testados.

O teste de Pettitt, também descrito por Back (2001) utiliza uma versão do teste de Mann-Whitney (FREUND, 2006), no qual realiza uma verificação de duas amostras Y_1, \dots, Y_t e Y_{t+1}, \dots, Y_T provenientes de populações idênticas. A estatística $U_{t,T}$, faz uma contagem do número de vezes que uma observação da primeira amostra é maior que uma observação da segunda amostra, a estatística $U_{t,T}$ é estimada pela Equação 16:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} \sum_{j=1}^T \text{ sinal } (y_i - y_j) \text{ para } t=2 \dots T \text{ e } 1 \leq t \leq T \quad (16)$$

Onde:

$U_{t,T}$ representa uma das etapas da análise estatística de Pettitt da série em análise;

$U_{t-1,T}$ indica a segunda etapa da análise estatística de Pettitt da mesma série em análise

j é o número do termo específico em análise, porem diferente de " i "

t é a soma do número de termos da mesma série da primeira amostra;

T indica a soma do número de termos da mesma série, mas de um membro da segunda amostra; e

$\text{sinal}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sinal}(x) = 0$ para $x = 0$ e $\text{sinal}(x) = -1$ para $x < 0$

A estatística assim desenvolvida busca o ponto em que ocorreu uma mudança brusca na média da série, com isso é possível avaliar e verificar o nível de significância do teste através da equação 17:

$$p \cong 2e \left(\frac{-6(K(t))^2}{(T^3 + T^2)} \right) \quad (17)$$

A partir desta etapa, a estatística $k(t)$ assume o maior valor absoluto dos fatores U_t , T ; indicando o ponto aproximado da elevação nos valores da série (*change point*). A significância de $k(t)$ é dada pela Equação 18, em que o valor crítico desse fator é estimado (PENNEREIRO; MESCHIATTI, 2018).

$$k(t)_{\text{crítico}} = \sqrt{\frac{(T^3 + T^2) \left[-\ln\left(\frac{p}{2}\right) \right]}{6}} \quad (18)$$

Onde:

$K(t)_{\text{crítico}}$ indica, por meio da inversão da equação de o p-valor, a possibilidade de localizar com exatidão o ponto em que ocorreu a ruptura na série temporal analisada;

p significa a relação estatística para localizar o ponto em que ocorreu eventual ruptura da série temporal;

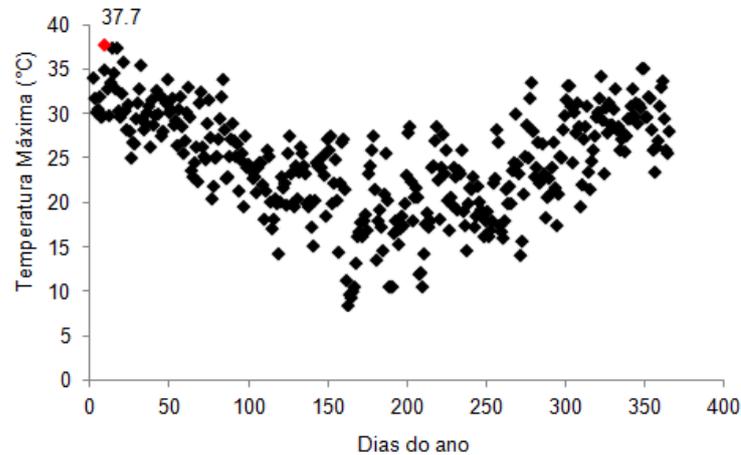
T indica a soma do número de termos da mesma série mas de um membro da segunda amostra.

O teste de Pettitt foi considerado significativo quando o nível de significância foi atingido, o que corresponde a igualar $p=0,05$ na equação 18.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A metodologia da seleção dos valores extremos utilizada é denominada de abordagem em máximos blocos (*block maxima*) em que, para o presente estudo, o maior valor diário de dados de P_{re} e T_{max} e o menor valor de T_{min} , observados a cada ano, foram utilizados para formar as séries anuais de valores extremos. Essas observações selecionadas constituem os eventos extremos. A Figura 5 apresenta a série de temperatura máxima de Bagé. No ano de 1961, verifica-se que o maior valor da série é $37,7^{\circ}\text{C}$, sendo este o valor selecionado para este ano.

Figura 5 - Série de temperatura máxima diária do município de Bagé do ano de 1961.

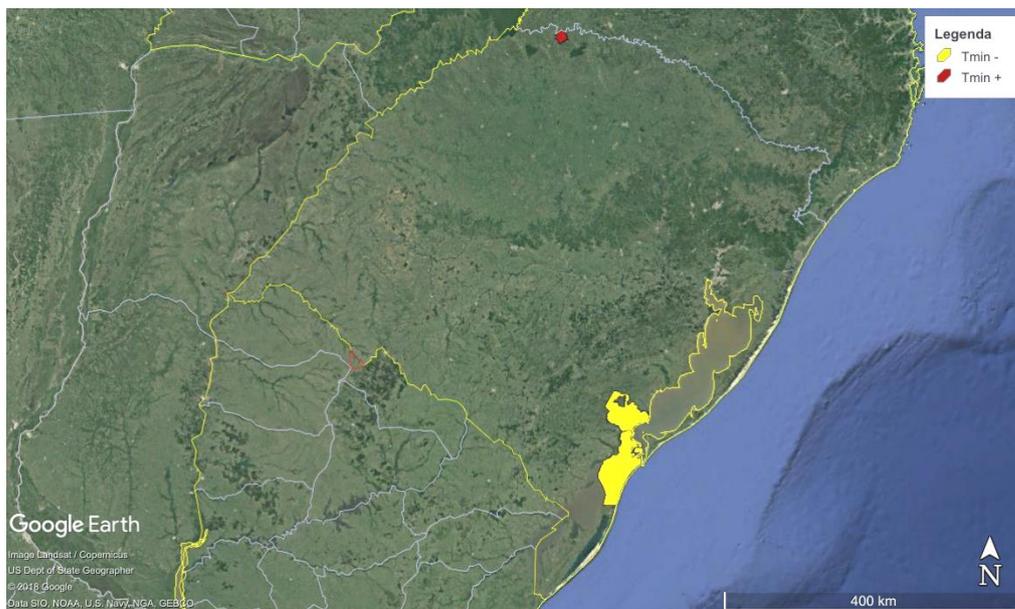


Esta técnica apresenta a desvantagem da possibilidade de perder observações extremas dentro do mesmo bloco, dependendo do tamanho do bloco. A escolha do tamanho do bloco pode, entretanto, ser realizada de forma objetiva como, por exemplo, blocos de meses, blocos de anos, blocos de estações (primavera, verão, outono, inverno), neste estudo foi utilizado blocos de anos.

4.1 TENDÊNCIAS SIGNIFICATIVAS AO TESTE NÃO PARAMÉTRICO

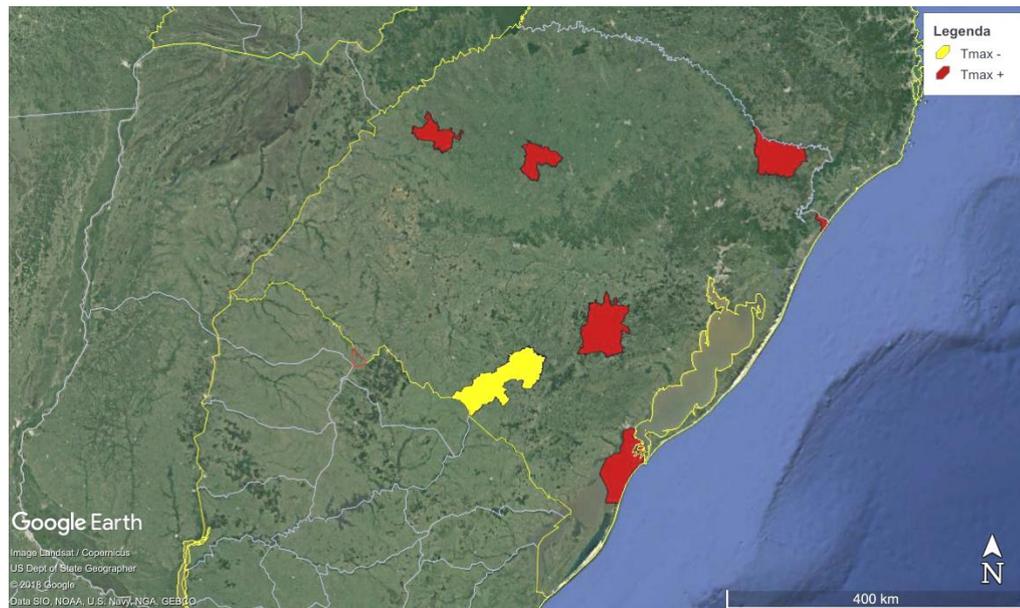
O teste não paramétrico de Mann-Kendall foi aplicado a todas as séries estudadas. Nos mapas do Rio Grande do Sul estão os municípios que apresentaram tendências significativas. Para as séries de temperatura mínima do ar no estado do Rio Grande do Sul, o teste de MK encontrou tendência significativa de aumento apenas para o município de Iraí - RS, localizado na região norte do estado (Figura 6). Tendência de redução foi observada nas séries temporais dos municípios de Pelotas e Rio Grande. Utilizando o mesmo teste, com uma série com comprimento de 116 anos (1896 a 2012), Kruehl et al. (2015) não encontraram tendência significativa no município de Pelotas - RS.

Figura 6 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries de temperatura mínima do ar



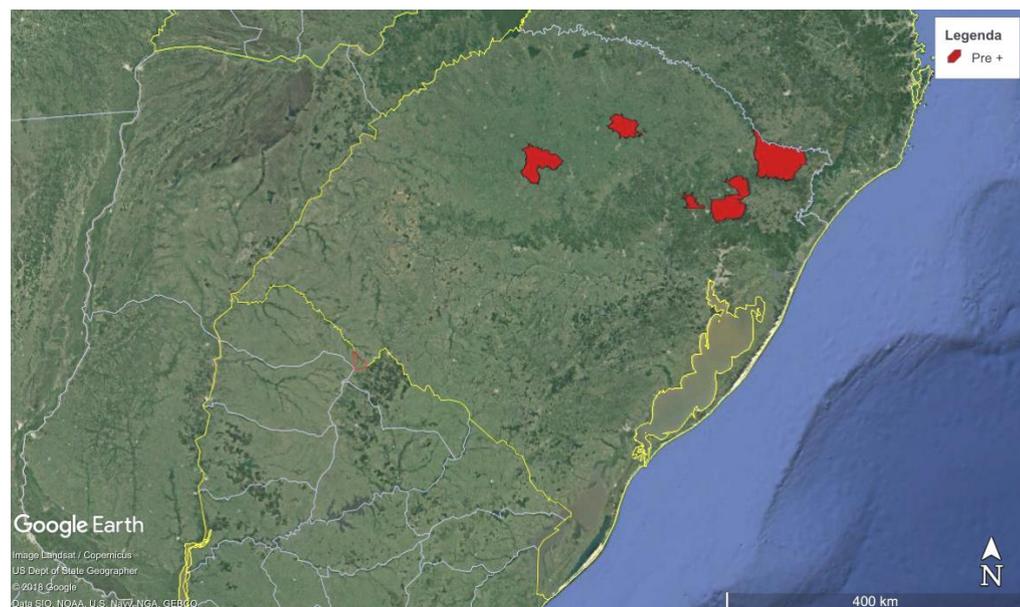
Para as séries de temperatura máxima, o teste de Mann-Kendall foi significativo com tendência de aumento nas séries dos municípios de São Luiz Gonzaga, Cruz Alta, Encruzilhada do Sul, Bom Jesus, Torres e Rio Grande. Já o município de Bagé, apresentou significância com tendência de redução (Figura 7). Gomes et al. (2015) utilizando dados de temperatura média máxima do ar de quatro municípios pertencentes à região da Amazônia Central, localizados no oeste do Estado do Pará, no período de 1980 a 2013, verificaram tendências de elevação da temperatura do ar nos municípios. Esses resultados, evidenciam que a região do Oeste do Pará cada vez mais sofre com a ação dos impactos ocasionados seja pela variabilidade natural do clima ou por ações antropogênicas.

Figura 7 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries de temperatura máxima do ar



A aplicação do teste de Mann-Kendall nas séries de precipitação pluvial do estado do Rio Grande do Sul não apresentou tendência de redução, porém teve tendência significativa de aumento nas séries dos municípios de Cruz Alta, Passo Fundo, Caxias do Sul, Bento Gonçalves e Bom Jesus (Figura 8).

Figura 8 - Teste de Mann-Kendall aplicado as séries precipitação pluvial



4.2 TENDÊNCIAS SIGNIFICATIVAS AOS TESTES PARAMÉTRICOS

A adoção de modelos da distribuição geral dos valores extremos (GEV) não estacionários resultou em melhor ajuste da descrição probabilística das séries climáticas de temperatura máxima para os municípios de Caxias do Sul, Lagoa Vermelha, Passo Fundo, Rio Grande, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar (1961 a 1984). Não há tendência de redução nas séries de temperatura mínima do estado do Rio Grande do Sul, apenas a série de Pelotas apresentou tendência significativa de aumento de $0,013^{\circ}\text{C}$, verificando que existe a probabilidade de 10% de ocorrer valores acima de $2,67^{\circ}\text{C}$ no ano de 2050, e esse valor aumenta para 3°C em 2075 e $3,32^{\circ}\text{C}$ em 2100 (Figura 9).

A média dos valores apresentou redução ao longo dos anos nos municípios de Lagoa Vermelha ($-0,13^{\circ}\text{C}$), Santa Maria ($-0,01^{\circ}\text{C}$) e Santa Vitória do Palmar ($-0,08^{\circ}\text{C}$). Já para as demais localidades a tendência foi de aumento nas referidas séries, com valores de $0,07^{\circ}\text{C}$ para Caxias do Sul, $0,05^{\circ}\text{C}$ para Passo Fundo e $0,1^{\circ}\text{C}$ para Rio Grande (Figura 10).

Há presença de alterações climáticas nas duas séries do litoral do Rio Grande do Sul, a série de Rio Grande apresenta aumento de 1,38 mm na média dos valores ao longo dos anos, já a série de Torres além de apresentar aumento de 2,15 mm, a variância da série também sofreu aumento de 1,13 (Figura 11).

Cordeiro et al. (2016), com uma série de dados do período 1950-2009 (equivalente a duas normais climatológicas), de 14 estações meteorológicas, também encontraram forte tendência de aumento da temperatura mínima no Rio Grande do Sul, com aumentos estatisticamente significativos a 1%, no outono ($1,1^{\circ}\text{C}$), na primavera ($1,0^{\circ}\text{C}$) e no verão e anual ($0,9^{\circ}\text{C}$) no período de 60 anos.

Figura 9 - Mapa de tendência climática para temperatura mínima do ar no estado do Rio Grande do Sul.

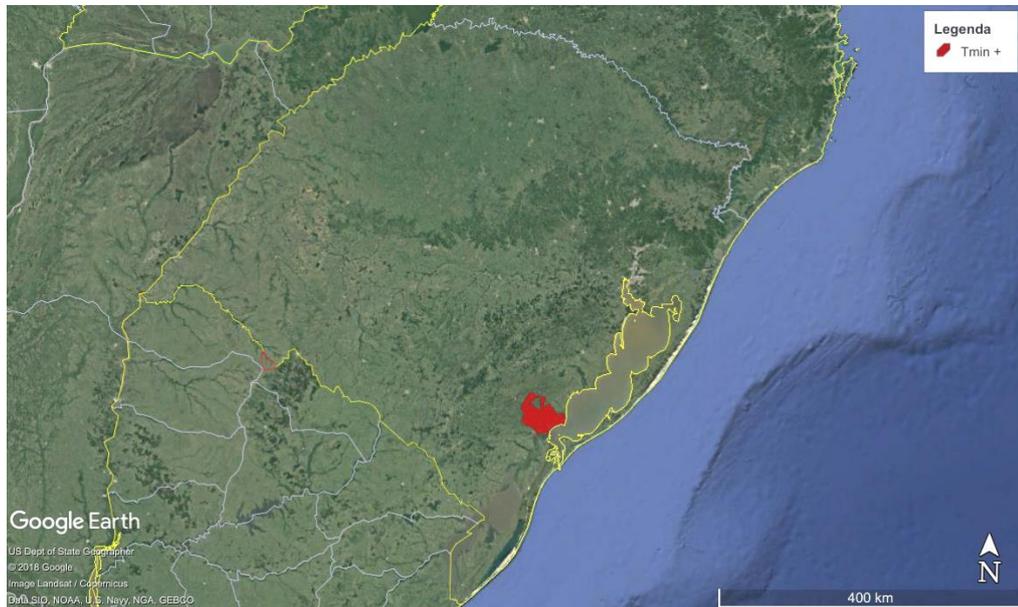


Figura 10 - Mapa de tendência climática para temperatura máxima do ar no estado do Rio Grande do Sul.

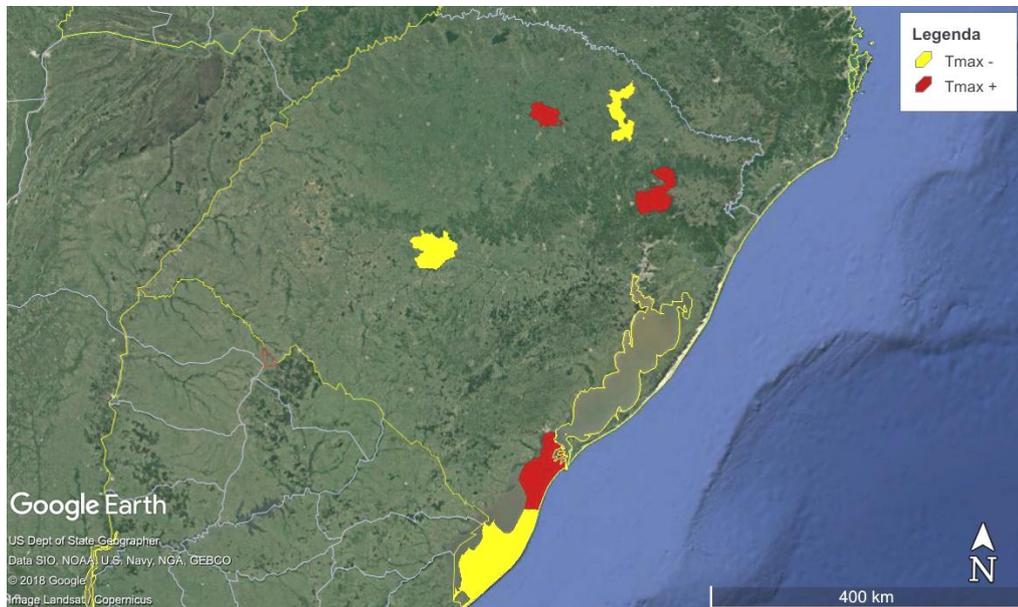
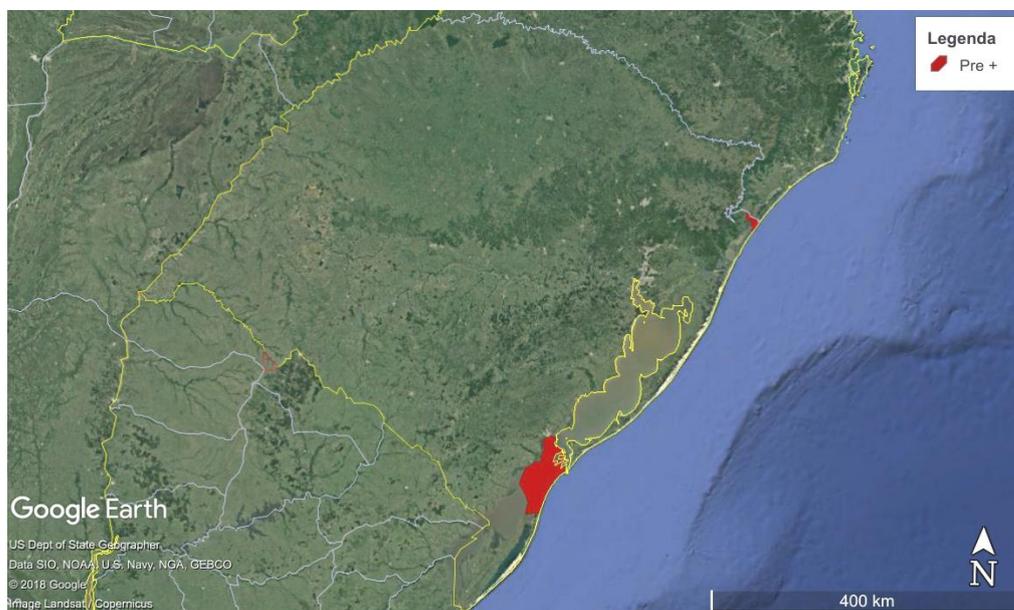


Figura 11 - Mapa de tendência climática para precipitação pluvial no estado do Rio Grande do Sul.



Penalba e Robledo (2010) também encontraram aumento de precipitação diária na região sul do Brasil, especialmente de eventos extremos no verão, outono e primavera. O trabalho de Grimm et al. (2012), igualmente mostrou que houve tendência de aumento das precipitações no Sul do Brasil entre 1950-2000, principalmente no período anterior e posterior a década de 70. No Rio Grande do Sul, esse aumento das chuvas no período mencionado também foi observado nos registros hidrológicos de vazão do rio Uruguai e, para os autores, houve ainda um incremento de 6% nas precipitações para o período de 1971-1990.

Berlato e Althaus (2010) analisando uma série de desvios da temperatura mínima, em relação à normal climatológica de 1961-1990, de 18 estações meteorológicas bem distribuídas no Rio Grande do Sul, mostraram que houve incremento da temperatura mínima em todo o Estado, no período 1936-2000, tanto no ano como nas estações do ano. No ano, o aumento linear do período (65 anos) foi de 1,3 °C, no verão 1,8 °C, no outono 1,4 °C, na primavera 1,5 °C e no inverno, com a menor tendência, 0,6 °C

4.3 RESULTADO DOS TESTES POR MUNICÍPIO ESTUDADO

4.3.1 Bagé - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o

município de Bagé, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1984 a 1991 (Figura 12). Para que a série estudada do município estivesse livre de falhas, utilizou-se os dados extremos dos anos de 1991 a 2015 (Figura 13).

Figura 12 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Bagé - RS.

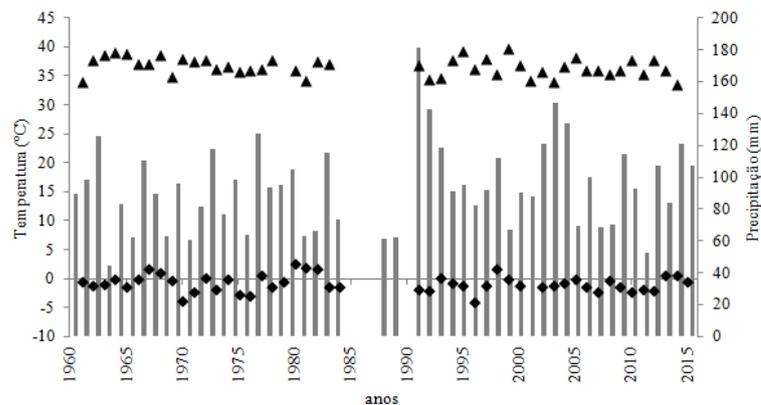
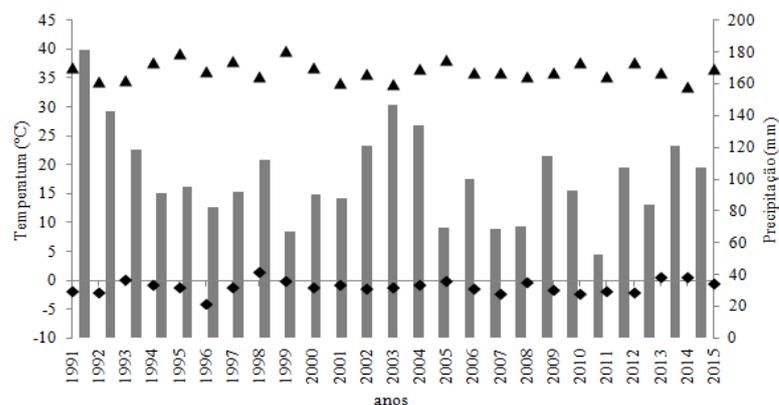


Figura 13 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bagé - RS (1991 a 2015).



Os resultados dos testes de aderência indicam que a distribuição GEV pode ser utilizada para descrição probabilística das séries de Bagé de Pre, T_{max} e T_{min} pois, com exceção do modelo 4 para precipitação (Pre) e modelo 4 para temperatura mínima (T_{min}), todas as funções GEV propostas foram ajustadas (Tabela 2).

Tabela 2 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Bagé.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,08	0,15	0,17	0,59	0,07	0,27
2	0,12	0,15	0,27	0,59	0,13	0,27
3	0,12	0,15	0,27	0,61	0,13	0,28
4	0,10	0,14	0,79*	0,55*	0,62*	0,29*
Tmin						
1	0,06	0,15	0,27	0,64	0,17	0,28
2	0,08	0,15	0,21	0,64	0,10	0,29
3	0,07	0,15	0,14	0,66	0,08	0,29
4	0,15*	0,14*	1,05*	0,57*	0,88*	0,27*
Tmax						
1	0,05	0,15	0,16	0,63	0,09	0,28
2	0,09	0,15	0,25	0,63	0,09	0,28
3	0,07	0,15	0,21	0,66	0,12	0,29
4	0,10	0,14	0,36	0,54	0,20	0,27

*Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

Na segunda etapa de seleção dos modelos para a série, o critério de informação de Akaike não considerou nenhum modelo apropriado para descrever a estrutura probabilística da série de Pre, rejeitando também o modelo 3 para a série de Tmin e os modelos 3 e 4 para a série de Tmax ($\Delta_i > 2$; Tabela 3).

Tabela 3 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bagé - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	242,43	6,45	83,93	0	99,17	0
2	242,18	6,2	85,57	1,63	100,66	1,49
3	244,11	8,13	86,73	2,80	102,06	2,89
4	-	-	-	-	102,42	3,25

- modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

Na terceira etapa de seleção dos modelos (teste da razão da verossimilhança), para as séries em que foram comparados os modelos 1 e 2, observa-se que o modelo 1 não difere estatisticamente do modelo 2 (Tabela 4). Pelo princípio da parcimônia, o modelo 1 foi adotado (modelo mais simples, modelo estacionário; COLES, 2001). Deste modo, para a série de Tmin e de Tmax de Bagé o modelo estacionário foi adotado. De acordo com Coles (2001), El Adlouni et al. (2007) e Cannon (2010) a adoção do modelo estacionário para descrever a estrutura probabilística de uma série revela a ausência de tendências climáticas. Com isso, a probabilidade de ocorrência dos valores de Tmax e Tmin permanece independente da escolha de uma origem temporal.

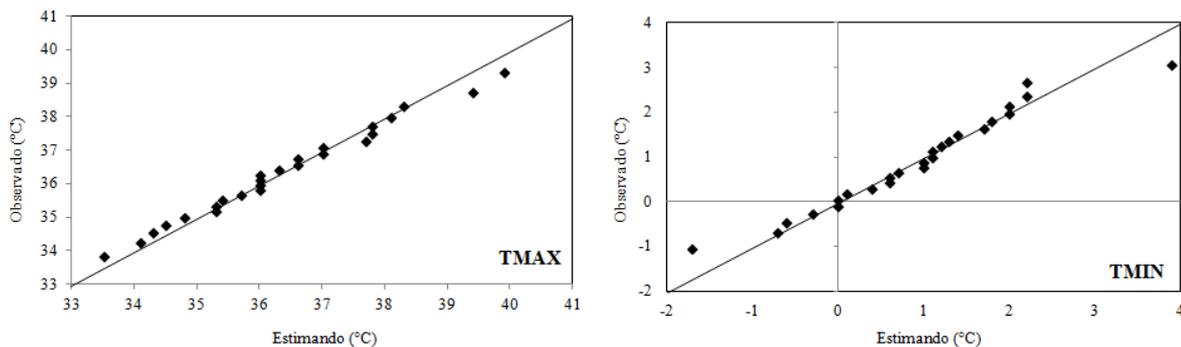
Tabela 4 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bagé - RS.

Modelos	Tmin		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,36	0,55	0,51	0,48

O modelo estacionário foi o que melhor descreve a série de Tmin e de Tmax para o município de Bagé. Os valores dos parâmetros deste modelo pelo método da máxima verossimilhança, são para Tmax $\mu = 35,745$ (erro padrão = $\pm 0,3322733$), $\sigma = 1,466$ (erro padrão = $\pm 0,2382937$) e $\xi = -0,179$ (erro padrão = $\pm 0,1583485$) e para Tmin $\mu = 0,489329$ (erro padrão = $\pm 0,245939$), $\sigma = 1,130814$ (erro padrão = $\pm 0,165510$) e $\xi = -0,22732$ (erro padrão = $\pm 0,1005074$). Os gráficos quantil quantil (QQ) foram utilizados a fim de comparar

os dados observados de Tmax e Tmin com os estimados pelos modelos GEV para o município de Bagé (Figura 14).

Figura 14 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores máximos (TMAX) e mínimos diários (TMIN) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Bagé, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



A análise visual da Figura 14, corrobora os resultados obtidos pelos testes de aderência, critério de informação de Akaike e teste da razão da verossimilhança no sentido de que o modelo selecionado é adequado para representar a estrutura probabilística da série de Tmax e Tmin. Os pontos cartesianos formados pelos valores observados e estimados permanecem, de forma geral, próximos à reta 1:1. De acordo com Coles (2001) e Wilks (2011) essa característica indica que os modelos adotados podem ser utilizados para estimar a probabilidade de ocorrência da variável em análise.

Os resultados do teste MK são coerentes com os obtidos por meio da GEV, enquanto a GEV teve ajuste no modelo estacionário para as séries de Tmin e Tmax, o teste de MK não detectou tendência climática nas suas séries (Tabela 5).

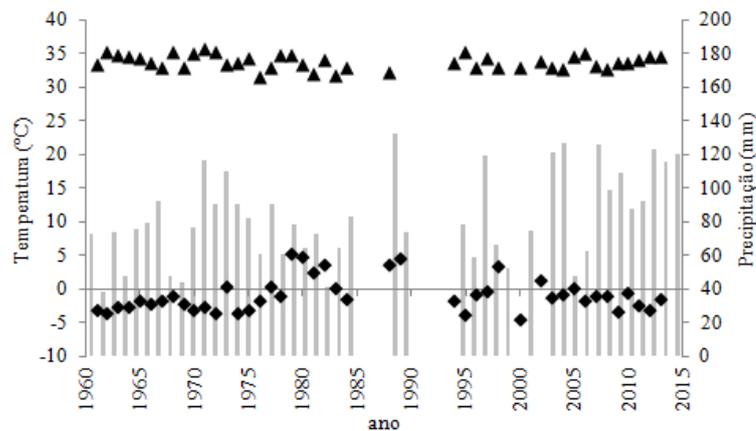
Tabela 5 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Bagé - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
-0,15	0,31	-0,02	0,92	-0,07	0,62

4.3.2 Bento Gonçalves - RS

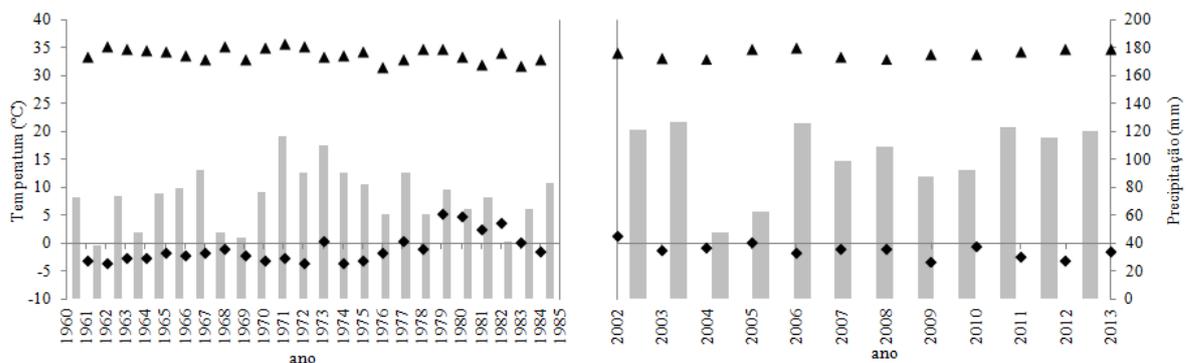
Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Bento Gonçalves, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2013. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1985 a 2001 (Figura 15).

Figura 15 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Bento Gonçalves - RS.



Devido a série de valores extremos do município de Bento Gonçalves - RS apresentar uma grande falha entre os anos 1985 a 2001, a série foi dividida em duas, sendo a primeira entre os anos de 1961 a 1984 onde os testes paramétricos foram realizados e a segunda entre os anos de 2002 a 2013, que somente o teste não-paramétrico de Mann Kendall foi realizado devido ao comprimento da série ser inferior a 20 anos (Figura 16)

Figura 16 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bento Gonçalves - RS.



Os resultados dos testes de aderência indicam que a distribuição GEV pode ser utilizada para descrição probabilística das séries de Bento Gonçalves de Pre e Tmax, pois com exceção do modelo 4 para precipitação (Pre) e modelo 4 para temperatura máxima (Tmax), todos as funções GEV propostas foram aceita (Tabela 6).

Conforme descrito em Coles (2001) os modelos que apresentarem parâmetro de cauda inferior a -1 serão descartados, quando calculados os parâmetros com o método da MV para temperatura mínima de Bento Gonçalves, os modelos 1, 2, 3 e 4 apresentaram respectivamente $\xi = -1,04$, $\xi = -1,0005$, $\xi = -1,000$ e $\xi = -0,9895$. Com isso os valores de erro padrão são difíceis de ser obtidos, resultando no descarte da série de Tmin.

Tabela 6 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema da localidade de Bento Gonçalves para os anos entre 1961 a 1984.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,10	0,15	0,34	0,65	0,16	0,29
2	0,11	0,15	0,34	0,65	0,17	0,29
3	0,09	0,15	0,22	0,66	0,13	0,29
4	0,10	0,14	#	#	#	#
Tmax						
1	0,08	0,17	0,30	0,77	0,15	0,32
2	0,09	0,16	0,27	0,74	0,12	0,31
3	0,10	0,17	0,25	0,73	0,11	0,31
4	0,11	0,15	0,87*	0,58*	0,71*	0,27*

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo. # Erro

Na segunda etapa de seleção dos modelos para as séries, o critério de informação de Akaike não considerou nenhum modelo apropriado para descrever a estrutura probabilística da série de Pre, enquanto a série de temperatura máxima apresentou ajuste nos três modelos ($\Delta_i > 2$; Tabela 7).

Tabela 7 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Bento Gonçalves - RS

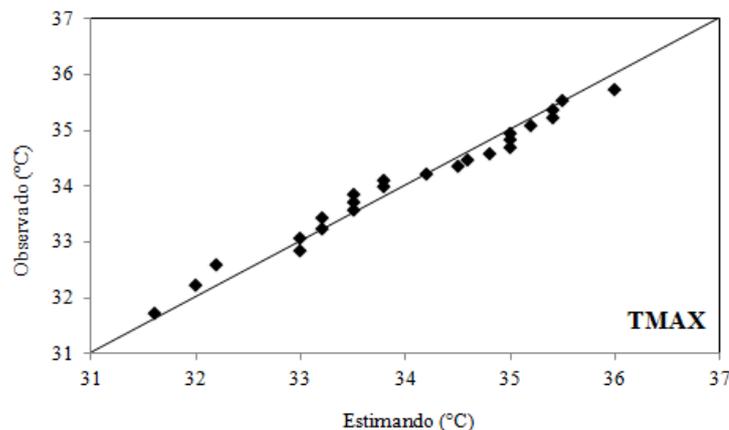
Anos	Modelo	Pre		Tmax	
		AIC	Δi	AIC	Δi
61 a 84	1	217,61	6,55	79,50	1,57
	2	219,41	8,35	77,92	0
	3	220,92	9,86	79,69	1,76

O teste da razão da verossimilhança foi aplicado para a série de Tmax, verificando que o modelo 1 não difere estatisticamente do modelo 2, sendo o modelo 1, o modelo estacionário apropriado para descrição probabilística desta série (Tabela 8). O gráfico QQ demonstra os valores observados pelos estimados de temperatura máxima, pelo modelo 1 adotado (Figura 17).

Tabela 8 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Bento Gonçalves - RS.

Anos	Modelos	Tmax	
		D	p-valor
61 a 84	1-2	3,57	0,06
	2-3	0,24	0,63

Figura 17 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores máximos (TMAX) diários de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Bento Gonçalves, Rio Grande do Sul, Brasil (1961 a 1984).



O teste de Mann Kendall foi aplicado às séries (Tabela 9), em nível de significância de 95%, H_0 será rejeitada se $|Z| > z_{\alpha/2}$, sendo que o valor $z_{\alpha/2} = 1,96$, obtido na tabela normal padrão. O sinal da estatística Z, indicado na tabela como MK indica se a tendência foi positiva ($Z > 0$) ou negativa ($Z < 0$). Verifica-se que a série de T_{min} entre os anos 1961 a 1984 apresentou tendência significativa de aumento para o teste. O teste de Pettit foi aplicado na série de T_{min} que apresentou tendência de aumento pela teste de MK, com p-valor (0,005), K (120) demonstrando que esta tendência teve início no ano de 1975.

Tabela 9 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (T_{min}) e temperatura máxima (T_{max}) extrema anual para o município de Bento Gonçalves - RS.

Anos	Pre		T _{min}		T _{max}	
	MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
61 a 84	0,05	0,75	0,45	0,003*	-0,27	0,07
02 a 13	0,06	0,84	-0,41	0,07	0,30	0,19

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.2.3 Bom Jesus - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Bom Jesus, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1964 a 1968 e 1984 a 1990 (Figura 15). Para que a série estudada do município de Bom Jesus estivesse livre de falhas, utilizou-se os dados extremos dos anos de 1991 a 2015 (Figura 19).

Figura 18 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Bom Jesus - RS.

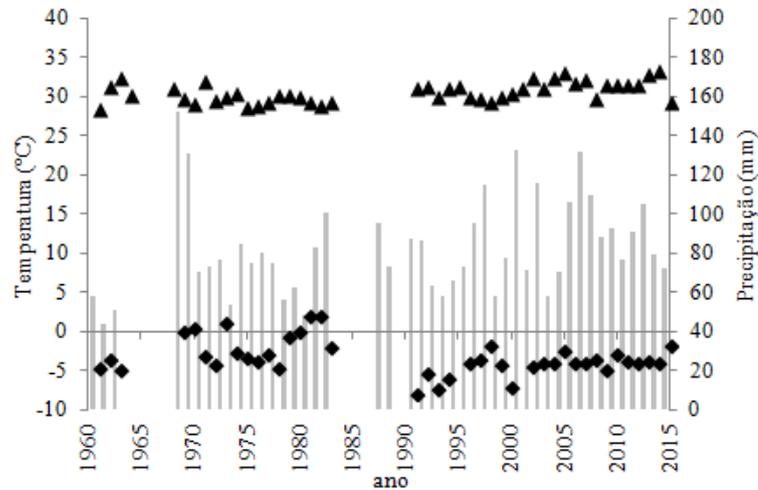
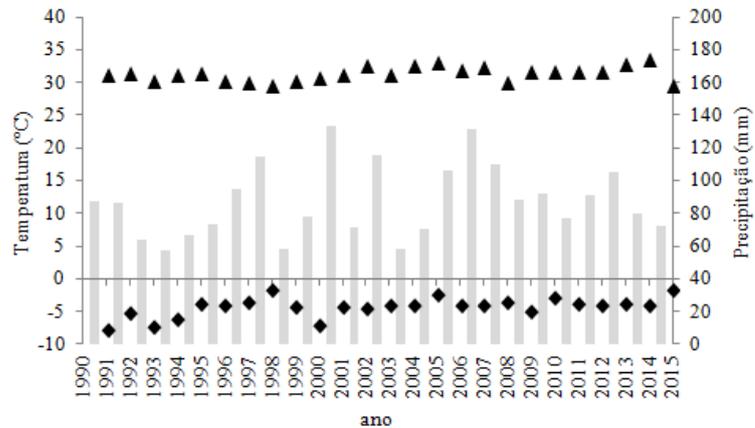


Figura 19 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Bom Jesus - RS (1991 a 2015).



Os resultados dos testes de aderência indicam que a distribuição GEV pode ser utilizada para descrição probabilística das séries de Bom Jesus de Pre, T_{min} e T_{max}, pois com exceção dos modelos 1 e 4 para temperatura mínima (T_{min}) todos as funções GEV propostas foram aceita (Tabela 6). O modelo 4 de temperatura máxima foi rejeitado, pois apresentou o modelo de cauda com valores de $\xi = -1,22501897$.

Tabela 10 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Bom Jesus.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,07	0,15	0,25	0,58	0,13	0,27
2	0,14	0,14	0,30	0,56	0,15	0,27
3	0,14	0,14	0,28	0,56	0,14	0,27
4	0,14	0,15	0,29	0,60	0,14	0,27
Tmin						
1	0,17	0,15	0,94	0,60*	0,46	0,27*
2	0,07	0,16	0,20	0,70	0,08	0,30
3	0,09	0,16	0,24	0,71	0,14	0,31
4	0,15	0,14	#	0,57	#	0,27
Tmax						
1	0,07	0,15	0,37	0,67	0,14	0,29
2	0,14	0,18	0,26	0,83	0,13	0,33
3	0,14	0,17	0,26	0,84	0,13	0,34

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

Na segunda etapa de seleção dos modelos para a série, o critério de informação de Akaike não considerou nenhum modelo apropriado para descrever a estrutura probabilística da série de Tmin e Tmax, rejeitando também o modelo 4 para a série de Pre ($\Delta_i > 2$; Tabela 11).

Tabela 11 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Bom Jesus - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	228,06	0,32	*	*	81,97	11,00
2	227,74	0	89,80	4,07	77,35	6,38
3	229,71	1,97	87,83	2,10	77,07	6,10
4	231,70	3,97	*	*	*	*

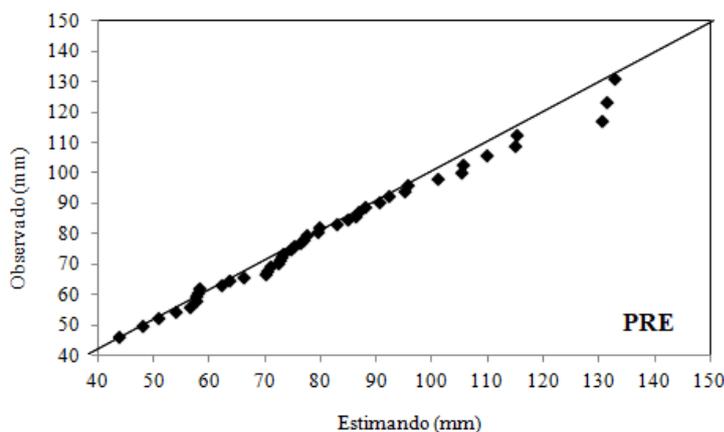
* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

O teste da razão da verossimilhança foi aplicado para a série de Pre, verificando que o modelo 1 não difere estatisticamente do modelo 2, sendo o modelo 1, o modelo estacionário apropriado para descrição probabilística desta série (Tabela 12). As séries de Tmin e Tmax para a localidade de Bom Jesus, não se ajustaram ao AIC ($\Delta_i > 2$). Na Figura 20, é apresentado o gráfico QQ demonstrando o ajuste da série de precipitação entre o que foi observado e o que foi estimado dentro do período de análise, para o modelo adotado, 1.

Tabela 12 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Bom Jesus - RS.

Modelos	Pre	
	D	p-valor
1-2	2,32	0,13
2-3	0,02	0,87

Figura 20 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série extrema de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Bom Jesus, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



Na Tabela 13, verifica-se que a estatística de MK ao apresentar o valor de 0,355, associado a $p=0,016$, para a variável T_{min} e valor de MK 0,298 associado a $p=0,044$ para variável T_{max}, foi capaz de indicar a presença de significativas tendências climáticas de aumento. O teste de Pettitt foi aplicado na série de T_{min} e de T_{max}, onde ambas apresentaram tendência de aumento pelo teste de MK. Os resultados foram significativos para a série de T_{max} (p -valor = 0,025, $K=109$) indicando que a tendência iniciou no ano de 2001, e para T_{min} (p -valor = 0,188), $k = 80$) com início de tendência em 1994.

Tabela 13 - Teste de Mann Kendall [MK; p -valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (T_{min}) e temperatura máxima (T_{max}) extrema anual para o município de Bom Jesus - RS.

Pre		T _{min}		T _{max}	
MK	p -valor	MK	p -valor	MK	p -valor
0,15	0,29	0,35	0,01*	0,30	0,04*

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.2.4. Caxias do Sul - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Caxias do Sul, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1985 a 1990 (Figura 18).

Para que a série estudada do município esteja livre de falhas, utilizou-se os dados extremos dos anos de 1991 a 2015 (Figura 22).

Figura 21 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Caxias do Sul - RS

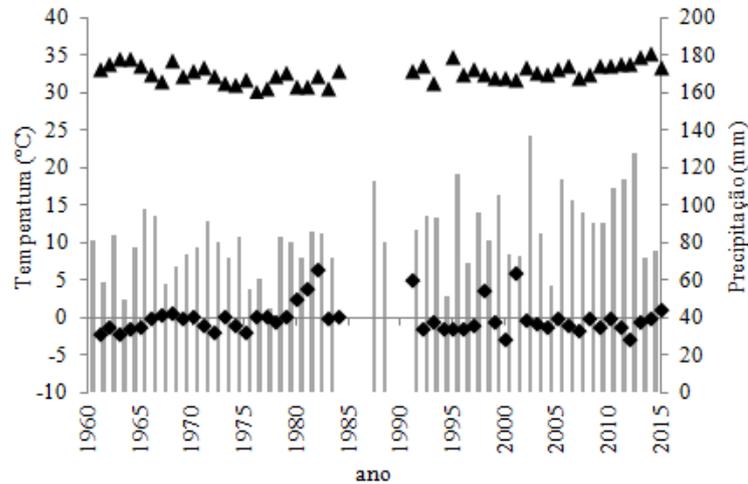
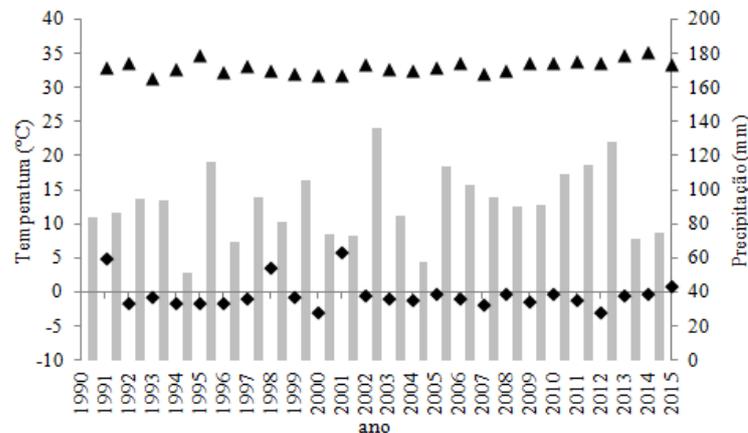


Figura 22 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Caxias do Sul - RS (1991 a 2015).



Os parâmetros de cauda do modelo 3 e modelo 4 de temperatura mínima apresentaram valores de $\xi = -4,69$ e $\xi = -34,27$, sendo rejeitados, assim como os modelos 1 e 2 que não sofreram ajuste aos testes KSL e AD. As séries de precipitação e de temperatura máxima do ar, todas foram ajustadas aos testes de aderência, passando para a próxima etapa de seleção (Tabela 14).

Tabela 14 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Caxias do Sul.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,06	0,15	0,14	0,65	0,07	0,29
2	0,07	0,15	0,14	0,65	0,06	0,29
3	0,08	0,15	0,15	0,66	0,07	0,29
4	0,07	0,16	0,22	0,76	0,11	0,32
Tmin						
1	0,19	0,17*	1,45	0,91*	0,79	0,37*
2	0,63	#	11,37	#	5,54	#
Tmax						
1	0,06	0,15	0,23	0,60	0,13	0,28
2	0,07	0,14	0,15	0,59	0,06	0,27
3	0,07	0,15	0,17	0,59	0,08	0,27
4	0,08	0,14	0,19	0,57	0,09	0,27

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

O critério de informação de Akaike foi aplicado às séries de Pre e Tmax que foram ajustadas pelos testes de aderência (Tabela 15). Na série de precipitação, o modelo 4 não se ajustou e para a série de temperatura máxima os modelos 1 e 4 não se ajustaram ao AIC ($\Delta_i > 2$).

Tabela 15 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Caxias do Sul - RS.

Modelo	Pre		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	227,63	0	73,73	4,87
2	228,65	1,03	68,85	0
3	230,40	2,77	70,59	1,74
4	232,04	4,41	72,48	3,63

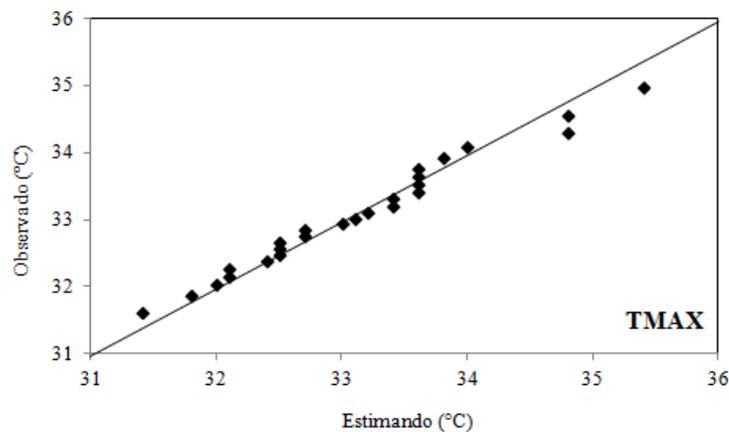
O teste da razão da verossimilhança foi aplicado verificando se existe diferença significativa entre o modelo 1 e 2 para precipitação e 2 e 3 para precipitação e temperatura máxima (Tabela 16). A partir do teste da razão da verossimilhança, verifica-se que para a série de precipitação o modelo 1 não difere do modelo 2, sendo o modelo estacionário aquele que melhor descreve a série. Já para temperatura máxima o modelo 2 não difere do modelo 3, sendo o modelo 2, onde o parâmetro de localização varia no tempo ajustado para esta. Os parâmetros do modelo 1 de precipitação são: $\mu = 84,25$, $\sigma = 19,91$ e $\xi = -0,24$. Já para o modelo 2 de Tmax são $\mu = 31,83+0,07t$, $\sigma = 0,71$ e $\xi = -0,05$. O gráfico QQ relativo ao ajuste da série de Tmax ao modelo 2 da GEV indica que é satisfatório a relação dos valores (Figura 23).

Tabela 16 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Caxias do Sul - RS.

Modelos	Pre		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,97	0,32	*	*
2-3	0,25	0,61	0,26	0,61

* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

Figura 23 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de máximos (TMAX) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Caxias do Sul, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



Avaliando a presença de tendência temporal da precipitação pluvial anual, em 18 estações pluviométricas, com séries de dados superiores a 60 anos, na Região Sul do Brasil,

sendo que cinco estações pluviométricas estão no Rio Grande do Sul (São Francisco de Paula, Canguçu, Cruz Alta, Caxias do Sul e Cacequi). Pinheiro et al. (2013) verificaram tendência significativa em 16 das 18 estações, havendo acréscimo da precipitação pluvial anual nas estações de Caxias do Sul, Canguçu e Cacequi (PINHEIRO et al., 2013).

Tabela 17 - Temperatura extrema máxima (Tmax) anual estimada para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Caxias do Sul.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	μ		Tmax		
2	+	2050	37,44	37,9	38,88
		2075	39,18	39,63	40,61
		2100	41,36	41,36	42,34

Para temperatura máxima, a única variável que foi detectada alteração climática em Caxias do Sul, com tendência de aumento na média, há 5% de probabilidade que a Tmax exceda 37,9°C no ano de 2050, aumentando para 39,63°C em 2075 e 41,36°C em 2100 (Tabela 20). O teste de MK apresentou tendência significativa na variável Tmax, demonstrando aumento na sua série de valores extremos, com isso o teste de Pettitt foi aplicado (p-valor = 0,032, k = 106), indicando que esta tendência teve início no ano de 2008.

Tabela 18 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Caxias do Sul - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
0,14	0,33	0,10	0,51	0,34	0,02*

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.3.5 Cruz Alta - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Cruz Alta, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação,

iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1984 a 1990 (Figura 21). Para que a série estudada do município esteja livre de falhas, utilizou-se os dados extremos dos anos de 1991 a 2015 (Figura 25).

Figura 24 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Cruz Alta - RS.

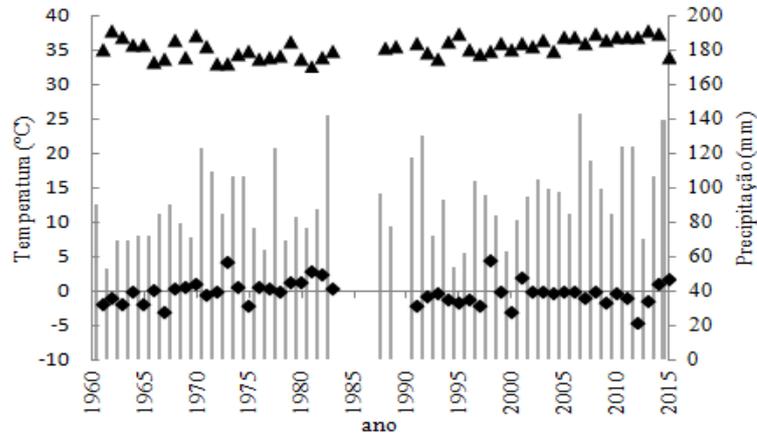
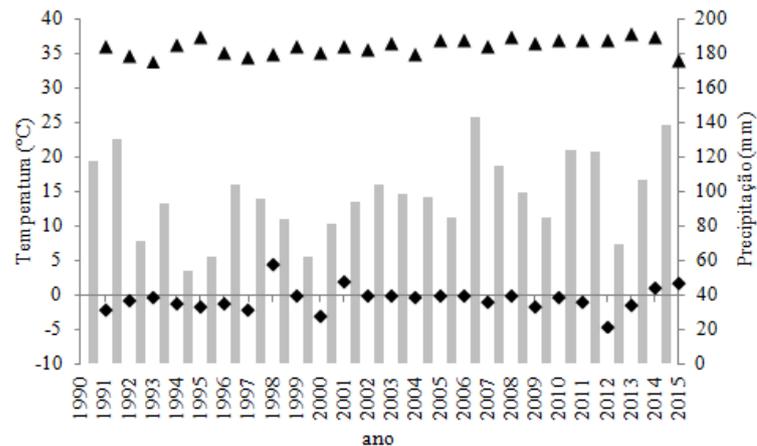


Figura 25 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Cruz Alta - RS (1991 a 2015).



O parâmetro de cauda de temperatura mínima de Cruz Alta, para o modelo 3, apresentou valor de $\xi = -2,875912$, sendo rejeitado. A série de temperatura mínima de Cruz Alta não se ajustou aos testes de aderência, o mesmo ocorreu para o modelo 4 de temperatura máxima do ar. Para as demais séries foi aplicado o AIC (Tabela 20).

Tabela 19 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Cruz Alta.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,07	0,15	0,18	0,67	0,09	0,29
2	0,06	0,15	0,17	0,65	0,09	0,29
3	0,05	0,15	0,16	0,66	0,10	0,29
4	0,07	0,14	0,16	0,54	0,07	0,27
Tmin						
1	0,18	0,15*	0,85	0,69*	0,40	0,30*
2	0,62	0,90	11,22	#	5,48	#
4	0,63	0,92	11,44	#	5,56	#
Tmax						
1	0,10	0,17	0,31	0,76	0,17	0,32
2	0,10	0,16	0,22	0,76	0,14	0,32
3	0,10	0,17	0,23	0,80	0,13	0,33
4	0,07	0,14	0,86	0,54*	0,76	0,27*

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

Tabela 20 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Cruz Alta - RS.

Modelo	Pre		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	234,05	0,84	81,61	10,92
2	233,21	0	77,54	6,85
3	234,99	1,78	79,35	8,67
4	235,61	2,40	*	*

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

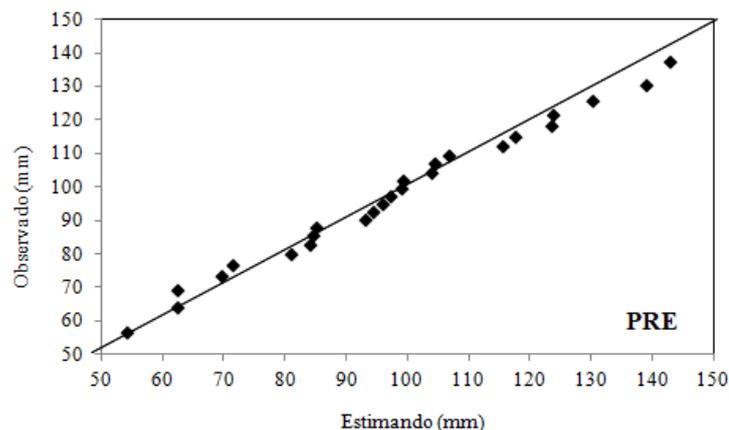
A série de precipitação, os modelos 1, 2 e 3 foram ajustados no AIC, necessitando verificar se existe diferença entre esses modelos, o teste da razão da verossimilhança foi aplicado (Tabela 21). Já a série de Tmax nenhum dos modelos foi ajustado.

Tabela 21 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Cruz Alta - RS.

Modelos	Pre	
	D	p-valor
1-2	2,84	0,09
2-3	0,22	0,64

O modelo 1 e o modelo 2 não diferem significativamente, sendo então o modelo estacionário adotado para a descrição probabilística da série de precipitação do município de Cruz Alta. O gráfico QQ foi utilizado a fim de demonstrar o ajuste da série observada pela série estimada (Figura 26).

Figura 26 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Cruz Alta, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



O teste de Mann Kendall encontrou tendência significativa de aumento na série, já a série de precipitação corrobora os testes paramétricos, não demonstrando tendências na série (Tabela 22). O teste de MK indicou tendência de aumento da série de Tmax, com isso o teste de Pettitt foi aplicado (p-valor = 0,032, k = 106), indicando o início desta tendência no ano de 2004.

Cera e Ferraz (2015) Analisando as tendências das séries de dados observados obtidas através do teste Mann-Kendall encontraram tendência de aumento na precipitação em grande parte do Rio Grande do Sul, para o período de 1982 a 2006, com tendências significativas ao nível de 99,9% em alguns pontos, como no extremo norte e região central do Estado.

Tabela 22 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Cruz Alta - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
0,25	0,08	0,10	0,51	0,42	0,004*

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.3.6 Encruzilhada do Sul - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Encruzilhada do Sul - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1984 a 1990 (Figura 27). Para que a série estudada do município de Encruzilhada do Sul, esteja livre de falhas, utilizou-se os dados extremos dos anos de 1991 a 2015 (Figura 28).

Figura 27 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Encruzilhada do Sul - RS.

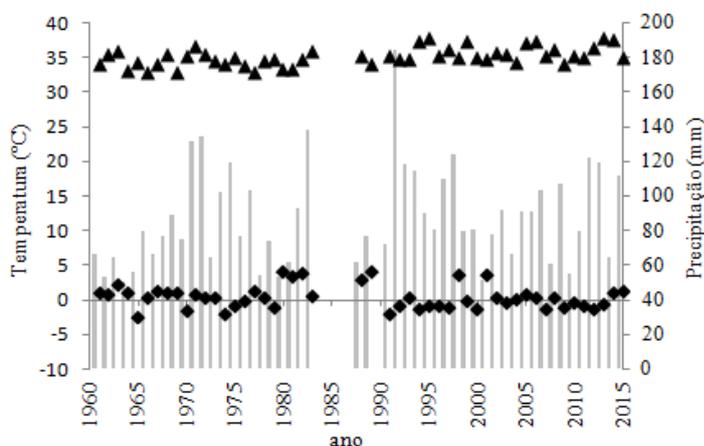
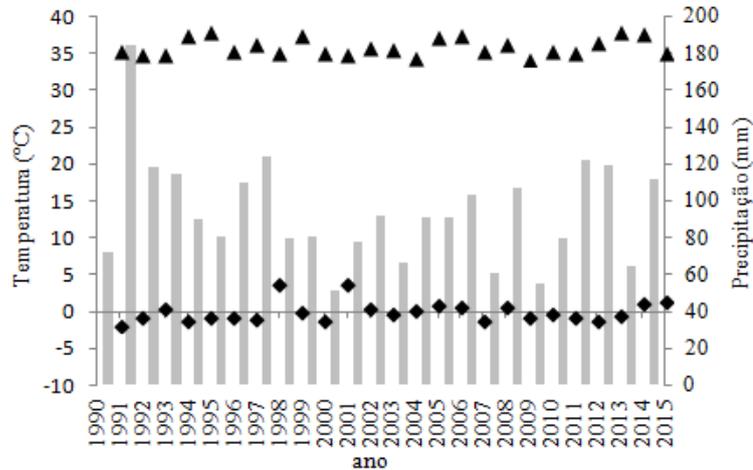


Figura 28 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Encruzilhada do Sul - RS (1991 a 2015).



Para temperatura mínima, os parâmetros de cauda dos modelos 1, 2, 3 e 4 foram rejeitados dos testes de aderência, por apresentarem valores de $\xi = -6,24$, $\xi = -6,24$, $\xi = -1,00$, $\xi = -1,00$, respectivamente. A série de precipitação, apenas o modelo 4 não foi ajustado pelos testes de aderência, já para temperatura máxima apenas o modelo e foi ajustado aos testes (KSL, AD e AD modificado) (Tabela 27). O critério de informação de Akaike foi utilizado nos modelos ajustados pelos testes de aderência (Tabela 24).

Tabela 23 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema da localidade de Encruzilhada do Sul.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,09	0,15	0,28	0,58	0,18	0,27
2	0,08	0,14	0,22	0,58	0,14	0,27
3	0,08	0,15	0,18	0,58	0,10	0,27
4	0,15*	0,14*	#	#	#	#
Tmax						
1	0,11	0,14	0,55	0,56	0,35*	0,27*
2	0,12	0,14	0,56	0,57	0,35*	0,27*
3	0,10	0,14	0,30	0,55	0,17	0,27
4	0,17	0,40	#	#	#	#

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo
erro

Tabela 24 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Encruzilhada do Sul - RS.

Modelo	Pre		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	240,25	0,74	*	*
2	241,47	1,95	*	*
3	243,34	3,82	84,85	4,38
4	*	*	*	*

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

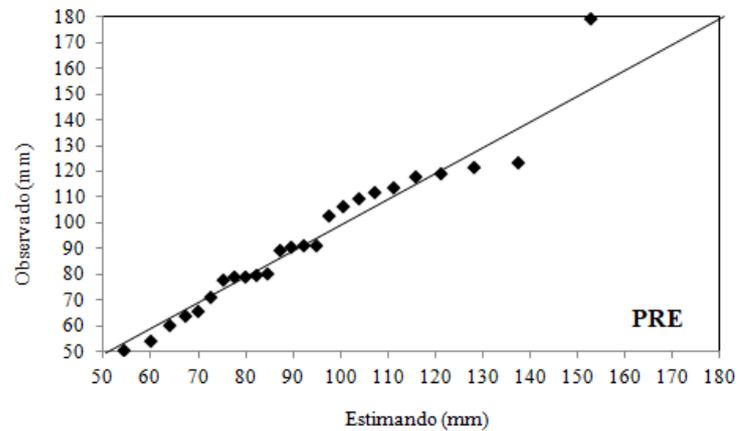
Não foi ajustado o modelo 3 de precipitação e de temperatura máxima devido ao valor de Δ_i ser superior a 2. Já os modelos ajustado de precipitação (1 e 2) foram verificados se existe diferença significativa entre eles (Tabela 25).

Tabela 25 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de Encruzilhada do Sul - RS.

Modelos	Pre	
	D	p-valor
1-2	0,79	0,37

Para o município de Encruzilhada do Sul, apenas a série de precipitação foi ajustada da distribuição geral dos valores extremos (GEV) sendo o modelo estacionário o que melhor descreve a série, não apresentando tendência, sendo os valores dos parâmetros deste modelo: $\mu = 81,09$, $\sigma = 2,56$ e $\xi = -0,01$. O gráfico QQ representa o ajuste entre a série real e a série estimada pelo modelo 1 (Figura 29).

Figura 29 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para Encruzilhada do Sul, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



O teste de MK também não encontrou tendências nas séries de temperatura máxima, mínima e precipitação para o município estudado. Sousa et al. (2016) analisando as tendências temporais da precipitação e da temperatura média no Brasil, utilizando o método Contextual Mann-Kendall (CMK), utilizando dados espacialmente distribuídos elaborados pelo Climatic Research Unit (CRU), entre os anos 1961 e 2011, verificou que a precipitação não apresentou tendências significativas em mais de 70% do território brasileiro em todos os meses, com tendências não significativas variando entre 72 e 95% nos meses de março e fevereiro, respectivamente.

Tabela 26 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Encruzilhada do Sul - RS.

Pre		Tmax		Tmin	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
-0,09	0,53	0,08	0,57	-0,12	0,23

4.3.7 Iraí - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Iraí, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1982 a 1991 (Figura 30). Para que a série

estudada do município de Iraí, fosse livre de falhas, utilizou-se os dados de 1990 a 2015 para a variável Tmax, 1992 a 2014 para a variável Tmin e 1988 a 2015 para a variável Pre (Figura 31).

Figura 30 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Iraí - RS.

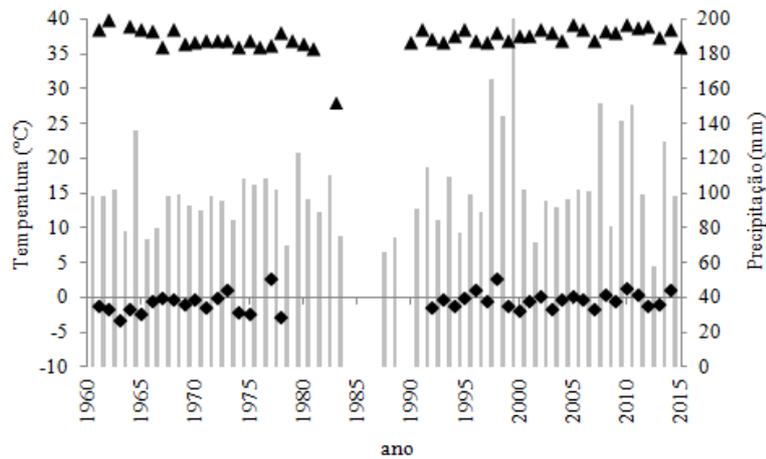
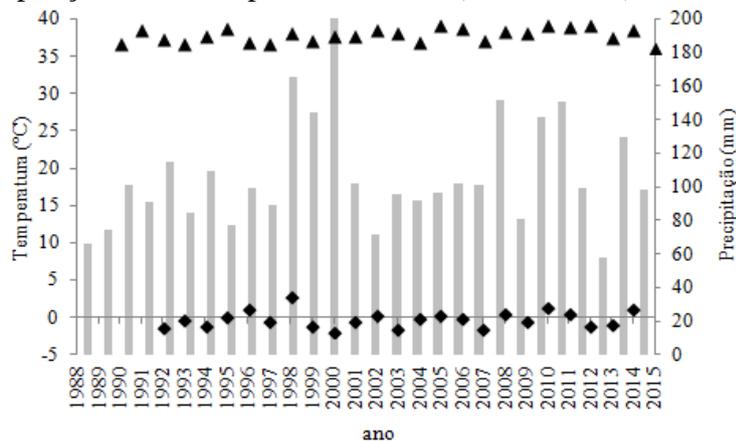


Figura 31 - Série utilizada de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Iraí - RS (1991 a 2015).



A primeira etapa de seleção dos modelos é pelos testes de aderência. Sendo que o modelo 2 da série de precipitação não foi ajustada nos testes de Anderson Darling (AD), e o modelo 4 de temperatura máxima foi rejeitado por apresentar valores anormais (Tabela 27).

Tabela 27 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Iraí.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,15	0,14	0,36	0,56	0,21	0,27
2	0,14	0,14	1,20*	0,57*	0,60*	0,27*
3	0,09	0,14	0,20	0,56	0,10	0,32
4	0,10	0,13	0,26	0,68	0,14	0,39
Tmin						
1	0,04	0,18	0,19	0,81	0,10	0,34
2	0,09	0,18	0,26	0,85	0,11	0,35
3	0,11	0,18	0,27	0,86	0,15	0,36
4	0,12	0,17	0,49	0,78	0,28	0,33
Tmax						
1	0,09	0,16	0,37	0,74	0,16	0,32
2	0,12	0,17	0,39	0,80	0,19	0,34
3	0,13	0,16	0,42	0,78	0,19	0,33
4	0,14	0,14	#	0,68	#	0,38

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

A segunda etapa de seleção é a partir do critério de informação de Akaike (Tabela 28), sendo que para o município de Iraí não sofreu ajuste os modelos 3 e 4 de Tmin e todos os modelos de Tmax. A aplicação do teste da razão da verossimilhança é dada a fim de verificar se existe diferença estatística entre os modelos, e a quando aplicado entre os modelos das séries de Pre e Tmin, verifica-se que não existe diferença entre os modelos 1 e 2, adotando-se o modelo estacionário para ambas séries (Tabela 29). O modelo 1 de precipitação apresentou os valores de parâmetros $\mu = 91,58$, $\sigma = 23,67$ e $\xi = 0,05$ e o modelo 1 de temperatura mínima $\mu = 0,06$, $\sigma = 1,19$ e $\xi = -0,58$ a partir do método da máxima verossimilhança.

Tabela 28 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Iraí - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δi	AIC	Δi	AIC	Δi
1	273,48	0	71,70	0	72,06	15,01
2	*	*	72,91	1,21	70,23	13,18
3	274,57	1,09	74,58	2,87	71,80	14,75
4	274,10	0,62	76,44	4,74	*	*

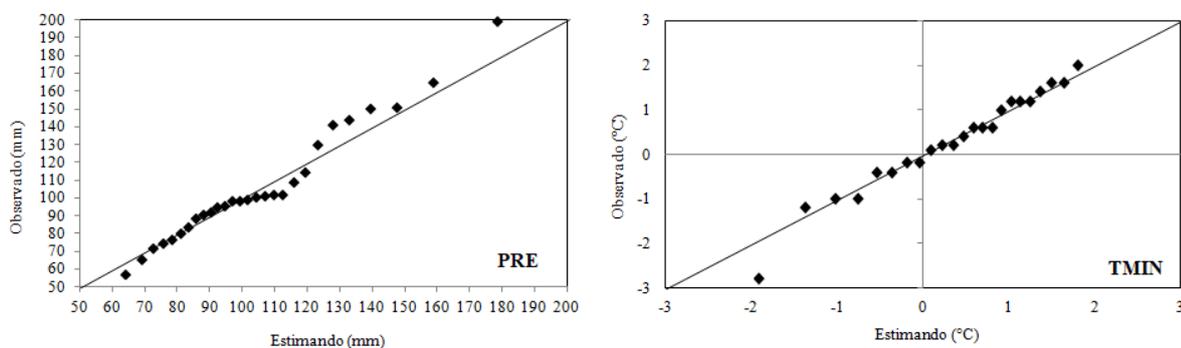
* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

Tabela 29 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Iraí - RS,

Modelos	Pre		Tmin	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,25	0,62	0,79	0,37

A análise visual dos gráficos QQ demonstram o ajuste das séries de Pre e Tmin entre os valores observados e estimados do modelo adotado para descrição probabilística de Iraí (Figura 32) os pontos cartesianos formados pelos valores observados e estimados permanecem, de forma geral, próximos à reta 1:1

Figura 32 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE - 1988 a 2015) e temperatura mínima extrema do ar (1992 a 2014) à distribuição geral de valores extremos para Iraí, Rio Grande do Sul, Brasil.



O teste não paramétrico de MK corrobora os testes paramétricos, não encontrando tendências climáticas nas séries de Iraí

Tabela 30). Analisando a variabilidade da temperatura do ar de cinco estações meteorológicas no norte do Estado (Cruz Alta, Iraí, Lagoa Vermelha, Passo Fundo e São Luiz Gonzaga), Kuinchtner et al. (2007) concluíram que houve tendência temporal significativa de aumento da temperatura mínima (0,02 °C/ano), ou 1,3 °C no período de 1938 a 2004 na região do Planalto Rio-grandense.

Tabela 30 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Iraí -RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
0,16	0,23	0,15	0,33	0,26	0,07

4.3.8 Lagoa Vermelha - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Lagoa Vermelha, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1982 a 2000 (Figura 30). Devido a série de valores extremos do município de Lagoa Vermelha - RS apresentar uma grande falha entre os anos 1982 a 2000, a série foi dividida em duas, sendo a primeira entre os anos de 1961 a 1981 (onde foram realizados os testes paramétricos) e a segunda entre os anos de 2000 a 2015 para as variáveis Tmax e Pre e 2001 a 2015 para a variável Tmin (Figura 34), sendo nestas séries com comprimento inferior a 20 anos, apenas o teste não-paramétrico de Mann-Kendall foi aplicado.

Figura 33 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Lagoa Vermelha - RS.

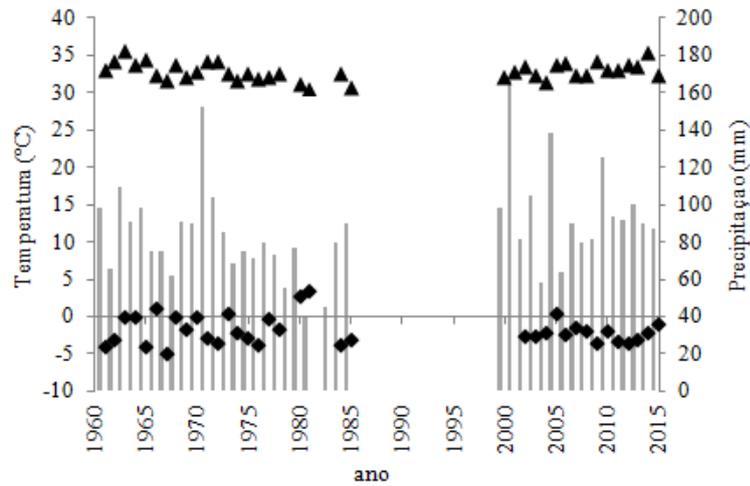
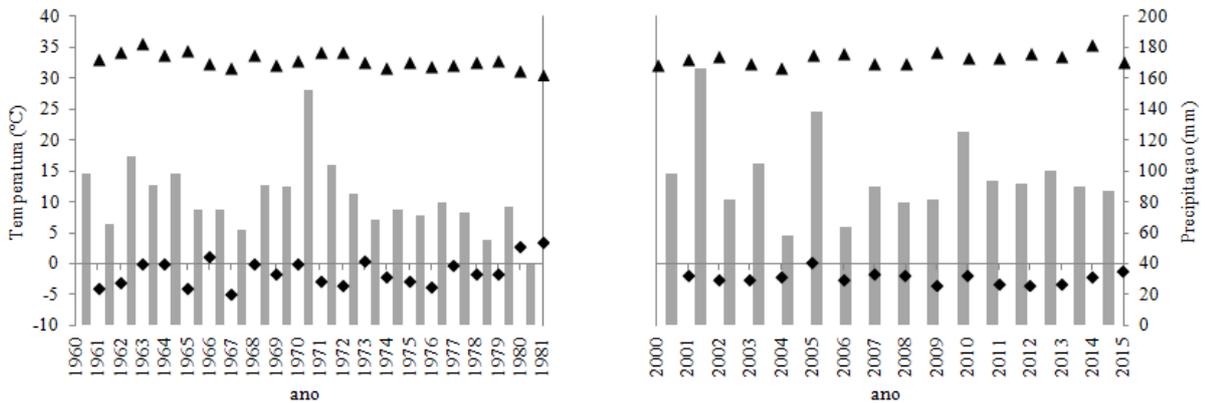


Figura 34 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Lagoa Vermelha - RS.



Na primeira etapa de seleção de ajuste dos modelos, todos os modelos de precipitação foram rejeitados aos testes de aderência, já para temperatura mínima e máxima todos os modelos foram ajustados, passando para a próxima etapa de seleção.

Tabela 31 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Lagoa Vermelha.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,08	0,16	0,33	0,60	0,16	0,27
2	0,16	0,16	0,59*	0,58*	0,34*	0,27*
3	0,13	0,16	0,60*	0,58*	0,33*	0,27*
4	0,11	0,15	#	0,87	#	0,50
Tmin						
1	0,15	0,18	0,29	0,79	0,12	0,33
2	0,16	0,19	0,45	0,83	0,20	0,34
3	0,15	0,18	0,48	0,82	0,19	0,34
4	0,16	0,17	0,49	0,73	0,20	0,31
Tmax						
1	0,08	0,16	0,24	0,63	0,14	0,28
2	0,10	0,17	0,21	0,66	0,09	0,29
3	0,12	0,17	0,40	0,69	0,25	0,30
4	0,12	0,17	0,41	0,68	0,25	0,29

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo. # Erro

Tabela 32 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Lagoa Vermelha - RS.

Modelo	Tmin		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	97,32	1,20	73,87	9,88
2	96,11	0	63,99	0
3	98,06	1,95	64,43	0,45
4	99,83	3,71	66,43	2,44

O critério de informação de Akaike não aceitou os modelos 4 de Tmin e 1 e 4 de Tmax, apresentando valores de $\Delta > 2$ (Tabela 32). O teste da razão da verossimilhança foi

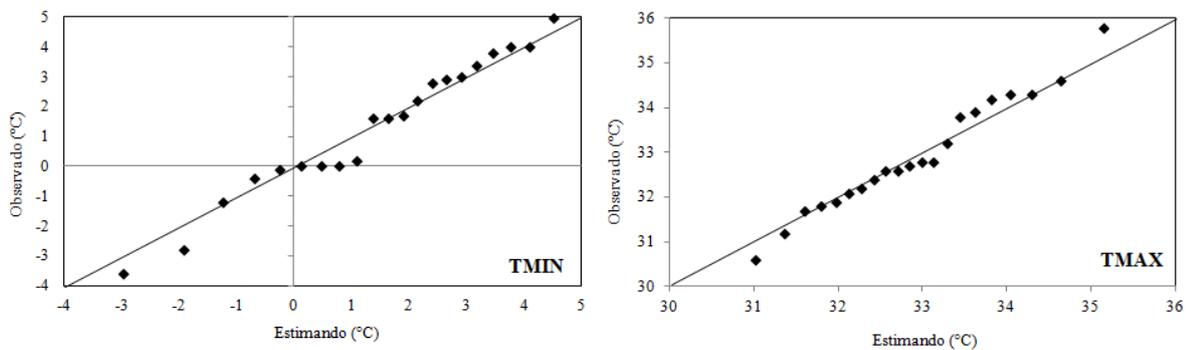
aplicado afim de verificar se existe diferenças estatísticas entre os modelos. Verifica-se que o modelo 1 não difere do modelo 2, sendo o modelo 1 adotado para a série de temperatura mínima, com valores de parâmetros de $\mu = 0,83$, $\sigma = 2,45$ e $\xi = -0,53$. Já para temperatura máxima, o modelo 2 não difere do modelo 3, sendo também o modelo 2 adotado para descrição probabilística da série. Os valores dos parâmetros são: Tmax $\mu = 34,06-0,13t$, $\sigma = 0,90$ e $\xi = -0,27$.

Tabela 33 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Lagoa Vermelha - RS.

Modelos	Tmin		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	3,21	0,07	*	*
2-3	0,05	0,81	1,55	0,21

* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

Figura 35 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura mínima e máxima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Lagoa Vermelha, Rio Grande do Sul, Brasil (1961 a 1981).



Para temperatura máxima, a única série que foi detectada alteração climática em Lagoa Vermelha, com tendência de redução na média, há 1% de probabilidade que a Tmax reduza de 24,56°C no ano de 2050, reduzindo para 21,22°C em 2075 e 17,88°C em 2100.

Tabela 34 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Lagoa Vermelha.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	μ		Tmax		
2	-	2050	23,70	24,02	24,56
		2075	20,36	20,68	21,22
		2100	17,02	17,34	17,88

O teste não paramétrico de MK foi aplicado nas séries de Lagoa Vermelha, sendo em duas séries para cada variável, a primeira série entre os anos de 1961 a 1981 e a segunda série entre os anos de 2000 a 2015 (Tabela 35). A série de precipitação (Pre) e de temperatura máxima (Tmax) indicaram pelo teste de MK tendência de redução entre os anos de 1961 a 1981. Com isso o teste de Pettitt foi aplicado e verificado que a tendência de redução da temperatura máxima iniciou no ano de 1972 (p-valor = 0,051, k= 77), já para Tmax o p-valor foi de 0,096, com valor de k = 70, iniciando a tendência em 1973.

Tabela 35 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Lagoa Vermelha - RS.

Anos	Pre		Tmin		Tmax	
	MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
61 a 81	-0,36	0,02*	0,22	0,18	-0,45	0,005*
00 a 15	-0,05	0,82	-0,11	0,62	0,32	0,09

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.3.9 Passo Fundo - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Passo Fundo, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1985 a 1990 (Figura 36). Para que a série estudada do município de Passo Fundo, fosse livre de falhas, utilizou-se os dados de 1991 a 2015 (Figura 37).

Figura 36 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Passo Fundo - RS.

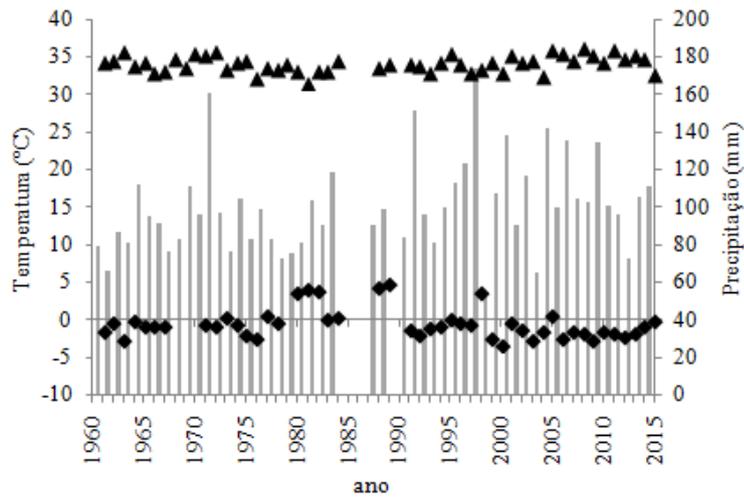


Figura 37 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Passo Fundo - RS.

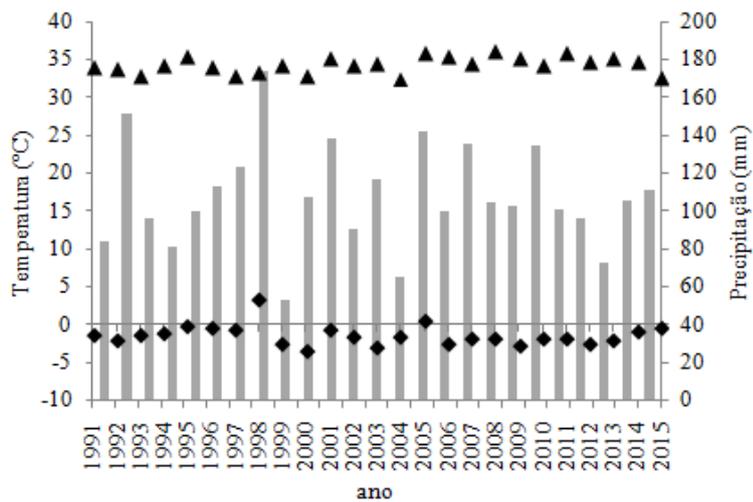


Tabela 36 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Passo Fundo.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,09	0,15	0,24	0,63	0,12	0,28
2	0,09	0,15	0,24	0,63	0,12	0,28
3	0,10	0,15	0,30	0,69	0,14	0,30
	0,11	0,15	0,35	0,60	0,20	0,27
Tmin						
3	0,14	0,17	0,32	0,87	0,19	0,36
4	#	#	#	#	#	#
Tmax						
1	0,05	0,16	0,31	0,73	0,10	0,31
2	0,12	0,17	0,32	0,78	0,20	0,33
3	0,11	0,17	0,43	0,76	0,21	0,32
4	0,12	0,15	0,45	0,63	0,17	0,28

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo. #Erro

Tabela 37 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Passo Fundo - RS.

Modelo	Pre		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	241,41	0	79,30	1,80
2	243,42	1,10	77,50	0
3	242,30	0,88	79,08	1,59
4	243,55	2,13	80,06	2,56

Os parâmetros de cauda dos modelos 1 e 2 de temperatura mínima foram rejeitados por apresentarem valores idênticos de $\xi = -2,13$. Na segunda etapa de seleção dos modelos, o critério de informação de akaike apenas não foi ajustado aos modelos 4 de Pre e Tmax (Tabela 37). O teste da razão da verossimilhança quando aplicado a série de Pre, verifica-se

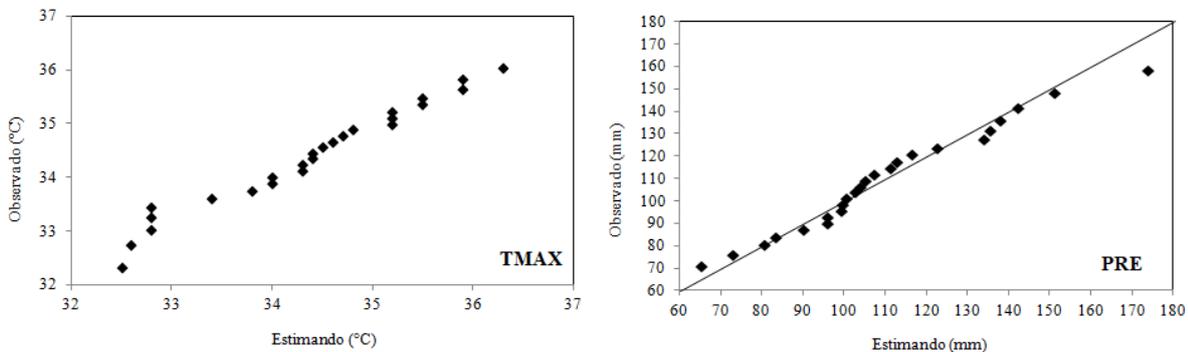
que não há diferença estatística entre o modelo 1 e 2, sendo o modelo estacionário o que melhor representa a série de precipitação, com os valores dos parâmetros de $\mu = 97,33$, $\sigma = 25,65$ e $\xi = -0,19$. Já para temperatura máxima, o modelo que melhor descreve a série é o modelo 2, onde o parâmetro de localização é alterado com o passar do tempo, tendo como valores dos parâmetros: $\mu = 33,41+0,06t$, $\sigma = 1,11$ e $\xi = -0,52$.

Tabela 38 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) extrema anual do município de Passo Fundo - RS.

Modelos	Pre		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,001	0,97	3,80	0,05
2-3	3,11	0,08	0,41	0,52

O gráfico QQ demonstra o ajuste das séries estimadas e observadas em relação aos modelos ajustados.

Figura 38 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura máxima extrema do ar e precipitação à distribuição geral de valores extremos para Passo Fundo, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



A série de temperatura máxima foi ajustada no modelo 2, onde o parâmetro de localização é variável no tempo. Com tendência de aumento, estima-se que há 5% de probabilidade de ocorrer valores de temperatura acima de 38,40°C no ano de 2050, aumentando para 39,81°C em 2075 e 41,21°C em 2100.

Tabela 39 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Passo Fundo.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	μ		Tmax		
2	+	2050	38,20	38,40	38,66
		2075	39,60	39,81	40,07
		2100	41,01	41,21	41,47

Cunha et al. (2007) estudando as tendências da temperatura para a região de Passo Fundo, no período de 1917-2006, encontraram aumento de 1,1 °C na temperatura mínima, concluindo que, nos 90 anos avaliados, a elevação térmica maior foi da temperatura mínima, mas houve tendência de estabilização das temperaturas mínimas e médias anuais nas últimas décadas analisadas. Quando aplicado o teste não paramétrico de MK, este não encontrou tendência significativa nas séries.

Tabela 40 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Passo Fundo - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
0.00334	1	-0,13	0,37	0,27	0,07

4.3.10 Pelotas - RS

A série de dados diários de temperatura máxima e mínima do ar e de precipitação pluvial do município de Pelotas - RS (Figura 39), apresenta falhas abaixo de 1%, com isso, ela foi utilizada no desenvolvimentos dos testes, desde 1896 até o ano de 2015 (KRUEL et al., 2015). A primeira etapa de seleção dos modelos, é pelos testes de aderência, que estão apresentados os resultados na Tabela 41.

Figura 39 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Pelotas - RS.

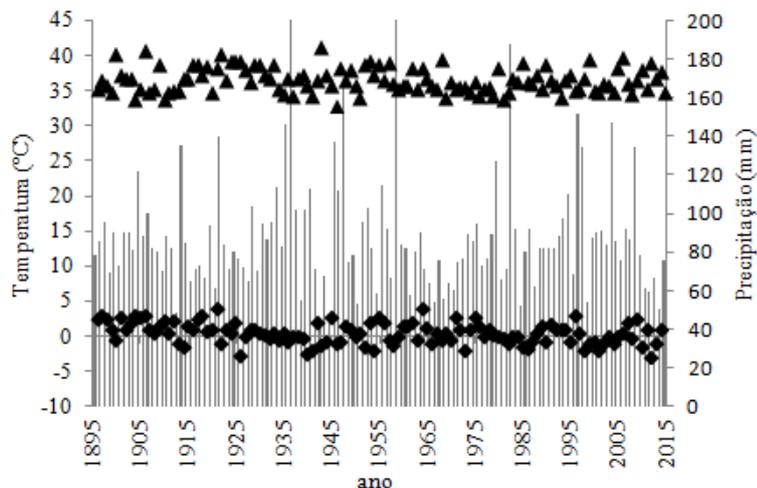


Tabela 41 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema do município de Pelotas - RS.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,07*	0,07	0,74*	0,53	0,43*	0,27
2	0,08*	0,07	0,71*	0,53	0,43*	0,27
3	0,09*	0,07	0,70*	0,54	0,42*	0,27
4	0,08*	0,07	0,65*	0,56	0,37*	0,28
Tmin						
1	0,05	0,07	0,32	0,65	0,12	0,30
2	0,05	0,07	0,21	0,64	0,09	0,29
3	0,05	0,07	0,21	0,64	0,08	0,29
4	0,05	0,07	0,27	0,59	0,12	0,28
Tmax						
1	0,07	0,07	0,82*	0,59	0,52*	0,28
2	0,07	0,07	0,73*	0,59	0,48*	0,28
3	0,07	0,07	0,72*	0,59	0,45*	0,28
4	0,07	0,07	0,68*	0,64	0,43*	0,30

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

A série de precipitação, nenhum dos modelos foi ajustado aos testes de KSL, AD e AD modificado, e a série de temperatura máxima não se ajustaram aos testes de AD e AD modificado, sendo estes excluídos da próxima etapa de seleção.

Tabela 42 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Pelotas - RS.

Modelo	Tmin	
	AIC	Δ_i
1	442,22	9,51
2	432,71	0
3	434,59	1,88
4	434,17	1,46

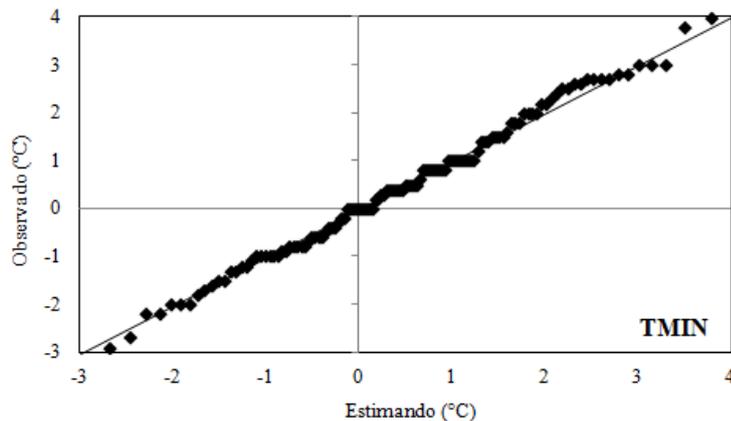
O modelo 1 de Tmin não foi aceito ao AIC, apresentando o valor de $\Delta > 2$, os demais modelos foram calculados no teste da razão da verossimilhança a fim de verificar se existe diferença estatística entre eles.

Tabela 43 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) extrema anual do município de Pelotas - RS.

Modelos	Tmin	
	D	p-valor
2-3	0,12	0,73
3-4	2,41	0,12

O modelo 2 não difere do modelo 3, sendo este o modelo adotado para descrição probabilística da série. Os parâmetros do modelo da série de temperatura mínima (Tmin) extrema do município de Pelotas - RS estimados pelo Método da Máxima Verossimilhança são $\mu = -1,72 + 0,013t$, $\sigma = 1,41$ e $\xi = -0,27$, verificando que a tendência na média dos valores é significativa de aumento de $0,013^\circ\text{C}$ com o passar do tempo. Coerente com esta tendência, Steinmetz et al. (2007) mostraram, para a região de Pelotas, que a temperatura mínima aumentou $1,1^\circ\text{C}$ no período 1893- 2006 e $1,8^\circ\text{C}$ no período 1951-2006. A partir disso, o gráfico QQ demonstra o ajuste do modelo 2 as séries observadas e estimadas.

Figura 40 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura mínima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil (1896 a 2015).



Quando estimadas as temperaturas mínimas ajustadas no modelo 2, verifica-se que existe a probabilidade de 10% de ocorrer valores acima de 2,67°C no ano de 2050, e esse valor aumenta para 3°C em 2075 e 3,32°C em 2100.

Tabela 44 - Temperatura extrema mínima (Tmin) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Pelotas.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	M				
2	+	2050	2,67	3,17	4,01
		2075	3,01	3,50	4,34
		2100	3,33	3,83	4,66

Quando calculado o teste não paramétrico de MK, verifica-se que os resultados corroboram os testes paramétricos quanto a significância da tendência, porém é contrária apresentando redução na série de Tmin. A tendência significativa (p-valor = 0,002, k = 1407) de redução na série teve início em 1925, a partir do teste de Pettitt.

Tabela 45 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Pelotas - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
-0,02	0,68	-0,23	0,0002*	-0,08	0,19

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

Esse resultado diverge de Damé et al. (2013), que objetivaram identificar a presença ou ausência de tendência nas séries de precipitação total anual da bacia hidrográfica da lagoa Mirim/RS, utilizando os dados de precipitação pertencentes a 14 estações climatológicas. Utilizando o teste não paramétricos de Mann-Kendall, os autores concluíram que apenas a localidade de Pelotas apresentou alteração na tendência da série de precipitação no período de 1953 a 2007.

Silva et al. (2015) com o objetivo identificar a presença ou ausência de tendência nas séries de precipitação total mensal em 40 estações pluviométricas, localizadas no estado do Rio Grande do Sul (1961- 2002), obtidas do banco de dados da Agência Nacional de Águas, das estações consideradas independentes, apenas na localidade de Pelotas, a aplicação do teste de Mann-Whitney, que considerou a subdivisão da série (janeiro de 1961 a dezembro de 1987 e de janeiro de 1988 a dezembro de 2002) detectou alteração de tendência na série mensal total de precipitação. Na referida localidade, houve incremento nos valores totais mensais de precipitação para o período de 1961 a 2002.

4.3.11 Porto Alegre - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Porto Alegre, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1985 a 1987 (Figura 41). Para que a série do município de Porto Alegre estivesse livre de falhas, utilizou-se o período de 1988 a 2015 (Figura 42).

Figura 41 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Porto Alegre - RS.

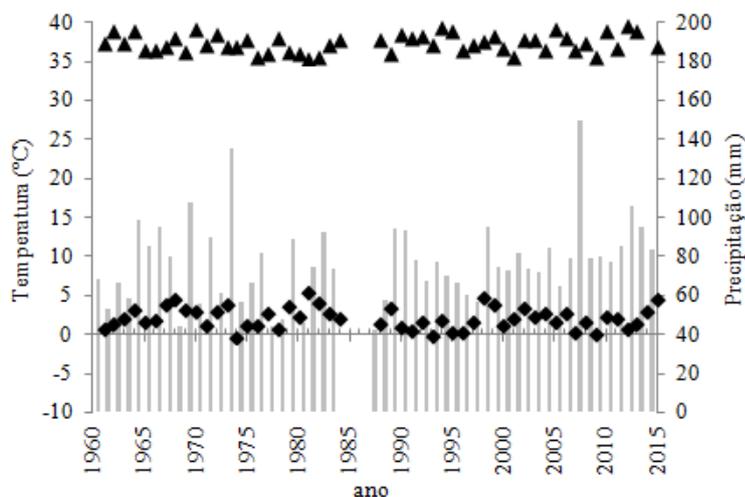
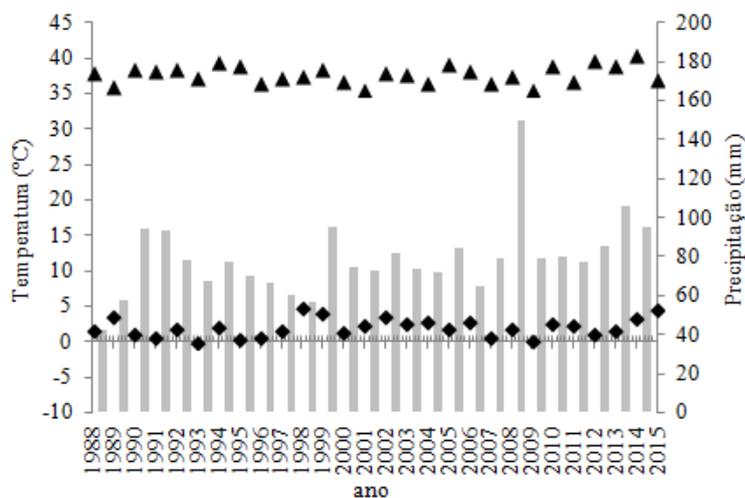


Figura 42 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Porto Alegre - RS.



Iniciando os testes de aderência, verifica-se que a série de precipitação o modelo 1 não sofreu ajuste ao teste de AD modificado, apresentando valor crítico inferior ao valor do teste, e o modelo 4 apresentou valores de KSL não ajustado e o teste de AD e AD modificado com valores anormais, sendo descartado este modelo.

Tabela 46 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Porto Alegre.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,11	0,14	0,56	0,59	0,31*	0,27*
2	0,09	0,13	0,18	0,54	0,07	0,27
3	0,09	0,13	0,21	0,54	0,10	0,27
4	0,17*	0,17	#	#	#	#
Tmin						
1	0,07	0,15	0,16	0,78	0,09	0,33
2	0,10	0,16	0,23	0,79	0,13	0,33
3	0,10	0,15	0,27	0,79	0,15	0,33
4	0,10	0,17	0,27	0,87	0,16	0,36
Tmax						
1	0,06	0,14	0,17	0,65	0,07	0,29
2	0,10	0,15	0,25	0,70	0,09	0,30
3	0,10	0,15	0,23	0,72	0,11	0,31
4	0,10	0,16	0,18	0,77	0,07	0,32

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

A segunda etapa de seleção dos modelos, para precipitação, os modelos restantes 2 e 3, assim como os modelos 3 e 4 de Tmin e modelo 4 de Tmax não foram aprovados por apresentar valores de $\Delta > 2$.

Tabela 47 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Porto Alegre - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δi	AIC	Δi	AIC	Δi
1	*	*	97,18	0	97,04	0
2	232,52	47,19	97,95	0,78	98,38	1,35
3	232,26	46,92	99,90	2,72	98,11	1,08
4	*	*	101,65	4,47	99,87	2,83

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

O teste da razão da verossimilhança não encontrou diferença estatística entre os modelos 1 e 2 para as séries de Tmin e Tmax, sendo o modelo estacionário adotado para descrição de ambas as séries, não verificando tendências significativas. Os valores dos parâmetros das séries são: $\mu = 37,35$, $\sigma = 1,20$ e $\xi = -0,25$ para temperatura máxima e $\mu = -2,25$, $\sigma = 1,41$ e $\xi = -0,52$ para temperatura mínima do ar.

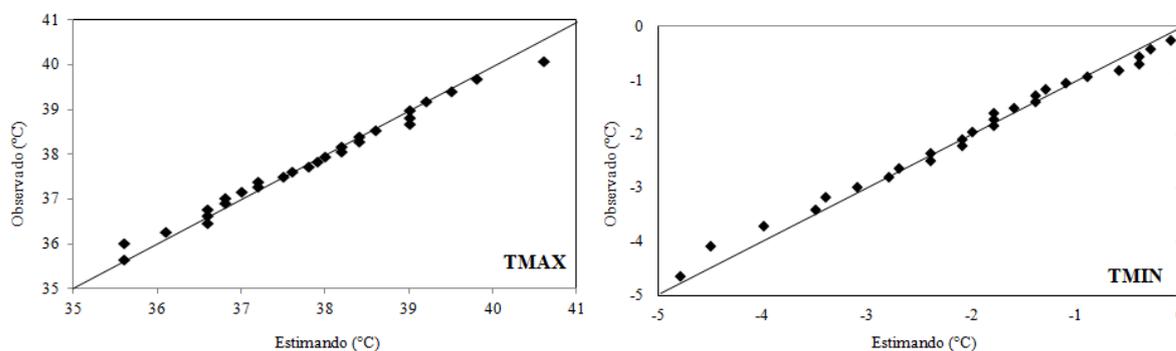
Tabela 48 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Porto Alegre - RS.

Modelos	Tmin		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
1-2	1,22	0,27	0,65	0,42
2-3	*	*	2,27	0,13

* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

O gráfico QQ demonstra os ajustes das séries de Tmax e de Tmin à distribuição geral dos valores extremos, adotando os modelos estacionários.

Figura 43 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperatura máxima e mínima extrema do ar à distribuição geral de valores extremos para Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil (1988 a 2015).



A série de precipitação quando calculada pelo teste de Mann Kendall apresenta tendência significativa de aumento, e a tendência a partir do teste de Pettitt iniciou em 2006 (p-valor = 0.061, k = 115).

Tabela 49 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Porto Alegre - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
0,34	0,01*	0,14	0,30	0,05	0,72

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

Silva et al., (2011) analisando séries temporais de precipitação de todo o Brasil para o período de 1961 a 2008 encontraram padrões diferenciados e muito regionalizados nas tendências de aumento e diminuição das precipitações. Em termos anuais, a faixa leste da região Sul do Brasil destaca-se como área com tendências positivas significativas, desde o centro do Rio Grande do Sul até o Paraná.

4.3.12 Rio Grande - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Rio Grande, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1984 a 1987 (Figura 44). As séries utilizadas para o município de Rio Grande - RS, de precipitação pluvial e

temperatura mínima compreendem o período de 1988 até 2014, e a de temperatura máxima de 1988 até 2015 (Figura 45).

Figura 44 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município Rio Grande - RS.

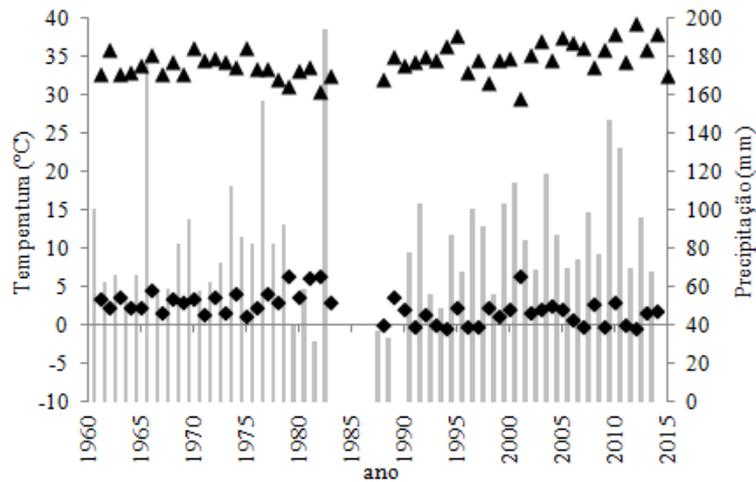
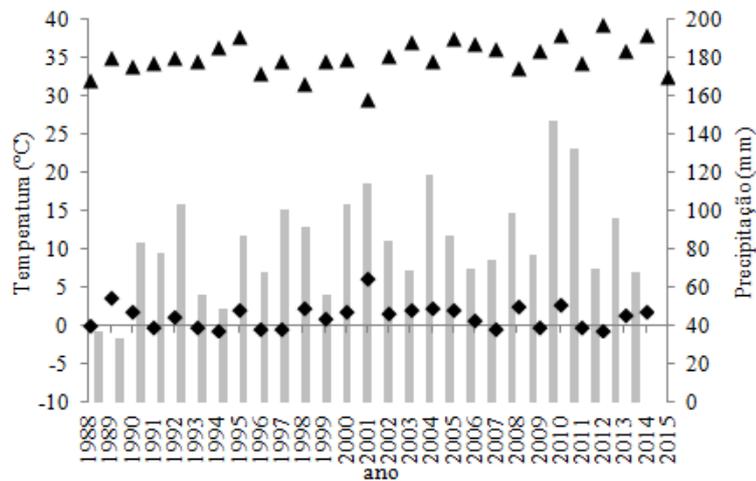


Figura 45 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Rio Grande - RS.



O parâmetro de cauda do modelo 4 da série de precipitação foi rejeitado por apresentar valor de $\xi = -1.5696959$, assim como os modelos 1, 2 e 3 de temperatura mínima, com valores de $\xi = -1,011933$, $\xi = -1,0082253955$ e $\xi = -1,00266319$, respectivamente.

Tabela 50 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Rio Grande.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,07	0,14	0,16	0,63	0,07	0,28
2	0,14*	0,14*	0,47	0,60	0,22	0,28
3	0,14	0,14	0,58	0,62	0,28	0,28
Tmin						
4	0,17	0,19	1,39*	1,06*	0,85*	0,43*
Tmax						
1	0,09	0,15	0,24	0,70	0,11	0,30
2	0,11	0,16	0,31	0,77	0,18	0,33
3	0,10	0,15	0,28	0,75	0,15	0,32
4	0,11	0,14	0,32	0,65	0,20	0,29

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

Tabela 51 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Rio Grande - RS,

Modelo	Pre		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	258,74	5,33	127,86	3,68
2	254,09	0,68	124,18	0
3	255,93	2,52	125,58	1,40
4	253,40	0	126,61	2,43

O modelo 4 da série de temperatura mínima não sofreu ajuste ao teste de AD e AD modificado, sendo rejeitado. Os demais modelos de Pre e Tmax passaram para a segunda etapa da seleção dos modelos (AIC) (Tabela 50). Segundo o AIC, os modelos 1 e 3 de precipitação e modelos 1 e 4 de Tmax não podem ser utilizados para a descrição dessas séries.

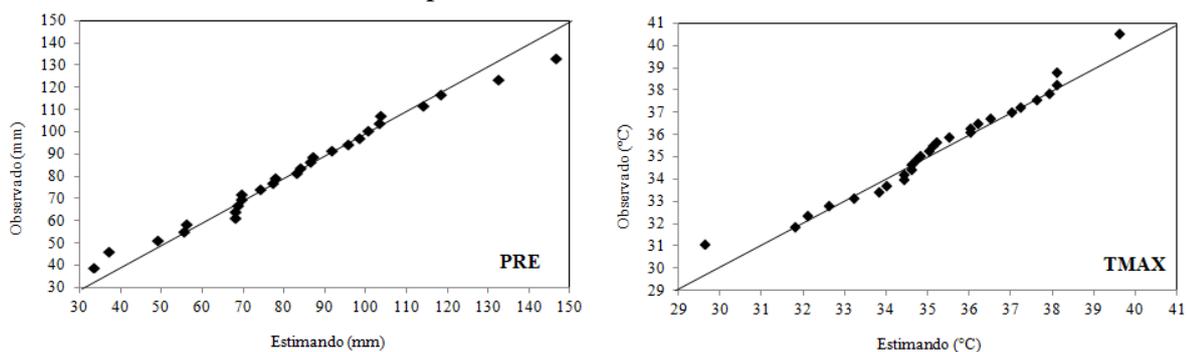
Tabela 52 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Rio Grande - RS.

Modelos	Pre		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor
2-3	0,15	0,70	0,60	0,44

O teste da razão da verossimilhança não verificou diferença estatística entre os modelos 2 e 3 de Pre e de Tmax, sendo então o modelo 2 adotado para ambas as séries. Os valores dos parâmetros do modelo de Pre são $\mu = 53.7890542 + 1.3840238t$, $\sigma = 20.684$ e $\xi = -0.106$, apresentando tendência de aumento de 1.38mm com o passar dos anos, já os valores dos parâmetros da série de temperatura máxima do modelo 2 são: $\mu = 33,1669021 + 0,1068342t$, $\sigma = 2,2046$ e $\xi = -0,5095$, apresentando tendência de aumento de 0.1°C com o passar dos anos.

O gráfico QQ é apresentado a fim de demonstrar o ajuste dos valores à distribuição geral dos valores extremos.

Figura 46 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (1988 a 2014) e de temperatura máxima extrema do ar (1988 a 2015) à distribuição geral de valores extremos para Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil.



Estimando os valores para os anos de 2050, 2075 e 2100, ambas as séries apresentaram aumento, sendo que há uma probabilidade de 1% de ocorrer valores acima de 49.04°C no ano de 2100, e a probabilidade de ocorrer precipitação de 283.3mm no mesmo ano.

Tabela 53 - Temperatura extrema máximas (Tmax) e precipitação (Pre) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Rio Grande.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	μ		Tmax		
2	+	2050	42,74	43,16	43,70
		2075	45,41	45,83	46,37
		2100	48,08	48,50	49,04
Pre					
2	+	2050	180,81	191,97	214,18
		2075	215,41	226,57	248,78
		2100	250,00	261,17	283,38

Quando aplicado o teste de MK, o mesmo não verificou tendência nas séries, diferindo dos testes paramétricos.

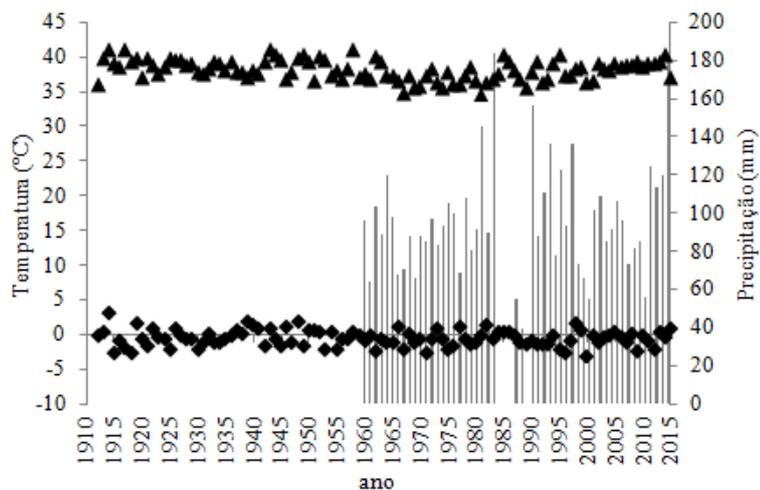
Tabela 54 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Rio Grande - RS.

MK	Pre	Tmin		Tmax	
	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
0,26	0,06	0,02	0,90	0,25	0,06

4.3.13 Santa Maria -RS

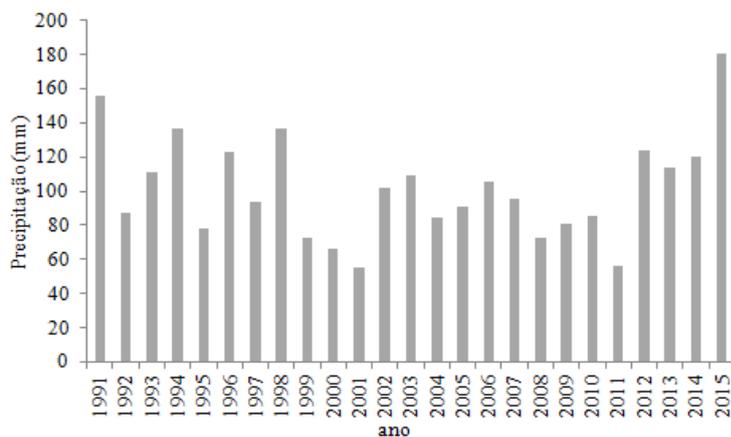
Os dados disponíveis pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) para o município de Santa Maria - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar iniciam no ano de 1910 até o ano de 2015 e a série de precipitação iniciam em 1961 até 2015 (Figura 47).

Figura 47 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santa Maria - RS.



A série de precipitação pluvial do município de Santa Maria, apresenta falha entre os anos de 1983 a 1990, devido a isso, a série utilizada compreende os anos de 1991 a 2015 (Figura 48).

Figura 48 - Série utilizada de valores anuais extremos de precipitação do município de Santa Maria - RS.



A primeira etapa de seleção dos modelos é a partir dos testes de aderência, em que é ajustado os modelos que apresentam valor do teste calculado inferior ao valor crítico do teste.

Tabela 55 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Santa Maria.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,05	0,15	0,10	0,59	0,04	0,27
2	0,05	0,15	0,11	0,59	0,05	0,27
3	0,06	0,15	0,10	0,59	0,05	0,27
4	0,06	0,15	0,11	0,64	0,06	0,28
Tmin						
1	0,04	0,08	0,27	0,68	0,17	0,31
2	#	#	#	#	#	#
3	0,06	0,08	0,29	0,67	0,19	0,30
4	0,04	0,08	0,19	0,75	0,12	0,33
Tmax						
1	0,06	0,08	0,32	0,64	0,19	0,30
2	0,07	0,08	0,51	0,69	0,28	0,31
3	0,06	0,08	0,51	0,68	0,28	0,31
4	0,06	0,08	0,54	0,65	0,29	0,30

#Erro

O modelo 2 de temperatura mínima de Santa Maria apresentou valores anormais dos parâmetros e quando calculados os testes de aderência esses valores ficaram em desacordo, ocasionando a rejeição do modelo. O critério de informação de Akaike rejeita os modelos 3 e 4 de precipitação e 1 e 4 de temperatura máxima por apresentarem valores de $\Delta_i > 2$ (Tabela 56).

Tabela 56 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Maria - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δi	AIC	Δi	AIC	Δi
1	244,40	0	334,10	0	374,58	4,56
2	246,30	1,90	*	*	370,02	0
3	248,07	3,67	335,53	1,43	371,88	1,86
4	249,88	5,48	335,09	0,98	373,43	3,41

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

Tabela 57 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Maria - RS.

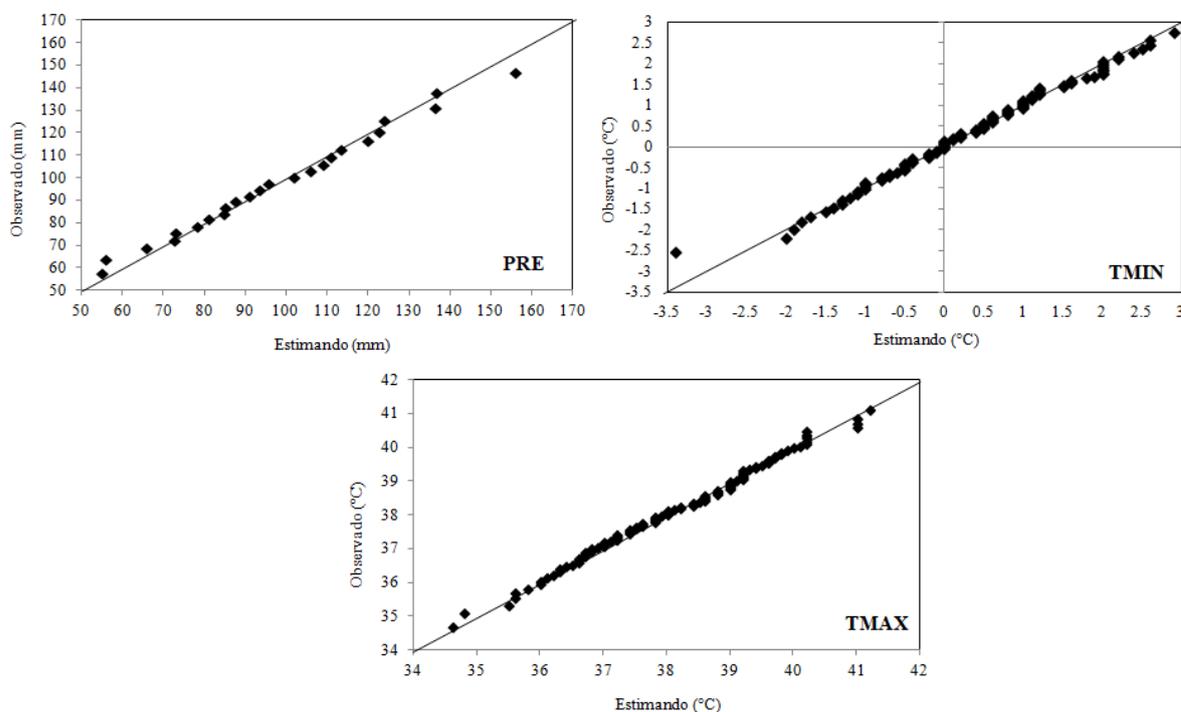
Modelos	Pre		Tmin		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,10	0,75	0,78	0,38	*	*
2-3	0,23	0,63	1,79	0,18	0,13	0,71
3-4	*	*	2,44	0,12	*	*

* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

O teste da razão da verossimilhança não verificou diferença significativa entre os modelos 1 e 2 de precipitação, assim como 1 e 2 de temperatura mínima, adotando para essas séries o modelo estacionário, não detectando tendência climática, os parâmetros do modelo 1 de precipitação são $\mu=88,2664$, $\sigma=25,04536$ e $\xi=-0,06013$ e para temperatura mínima são $\mu=0,0251$, $\sigma=1,237902$ e $\xi=-0,37548$. Já para temperatura máxima, o modelo adotado é o modelo 2, onde o parâmetro de localização varia com o tempo. A tendência detectada nesta série é de redução de $0,01^\circ\text{C}$ com o passar dos anos, apresentando os valores dos parâmetros de $\mu=38,30889599-0,01088673t$, $\sigma=1,45983069$ e $\xi=-0,38745613$.

A fim de mostrar o ajuste dos modelos à GEV, o gráfico QQ é apresentado com os valores observados e estimados.

Figura 49 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de precipitação (PRE) (1991 a 2015), mínimos (TMIN) e máximos (TMAX) (1910 a 2015) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil.



Para a série de temperatura máxima, onde foi detectada tendência climática de redução dos valores, nota-se que há uma probabilidade de 5% de ocorrer valores acima de 39,38°C no ano de 2050, 39,11°C no ano de 2075 e 38,83°C no ano de 2100.

Tabela 58 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Santa Maria.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	μ		Tmax		
2	-	2050	38,99	39,38	39,94
		2075	38,73	39,11	39,67
		2100	38,45	38,84	39,40

O teste de MK também encontrou tendência significativa de redução na série de Tmax, e a como teste de Pettitt (p -valor = 0,0013, k = 1173) verifica-se que essa tendência teve início em 1953.

Tabela 59 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santa Maria - RS.

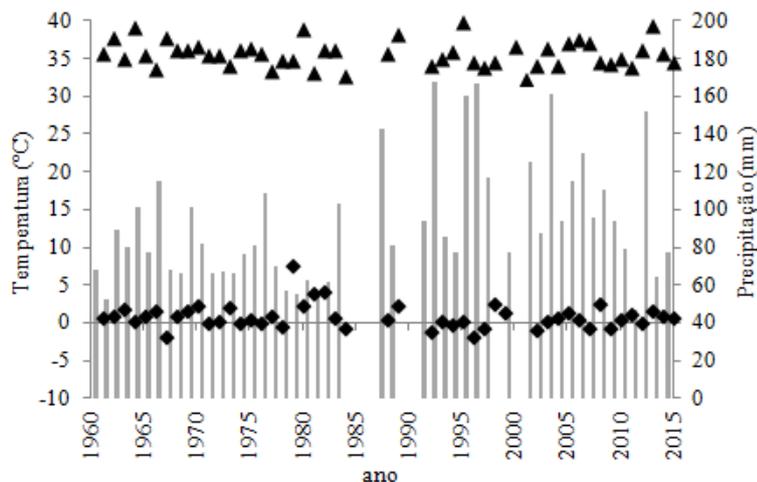
Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
-0,03	0,83	-0,05	0,49	-0,14	0,03*

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.3.14 Santa Vitória do Palmar - RS

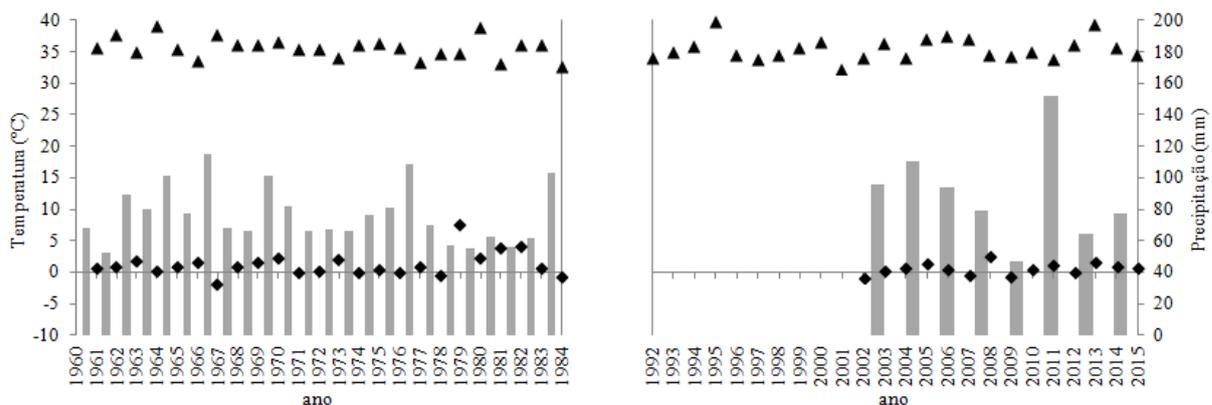
Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Santa Vitória do Palmar - RS, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015 (Figura 50).

Figura 50 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santa Vitória do Palmar - RS.



Devido a série de valores extremos do município de Santa Vitória do Palmar - RS apresentar uma grande falha entre os anos 1985 a 2001, a série foi dividida em duas, sendo a primeira entre os anos de 1961 a 1984 e a segunda para a variável Tmax de 1992 a 2015 (onde são apresentados os resultados dos testes paramétricos) e entre os anos de 2002 a 2015 para as variáveis Tmin e Pre (onde apenas o teste não paramétrico de Mann-Kendall foi testado, devido a serie ser inferior a 20 anos de comprimento) (Figura 51).

Figura 51 - Séries utilizadas de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Santa Vitória do Palmar - RS.



O parâmetro de cauda do modelo 3 de temperatura mínima foi rejeitado por apresentar valor de $\xi = -2,376923$. Os demais modelos de Tmin também foram rejeitados, o modelo 1 por apresentar valor do teste de AD crítico inferior ao valor do teste e os modelos 2 e 3 apresentaram valores anormais.

Tabela 60 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Santa Vitória do Palmar.

Pre (1961 a 1984)						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,09	0,14	0,34	0,56	0,19	0,27
2	0,14	0,15	0,40	0,56	0,21	0,27
3	0,10	0,14	0,15	0,55	0,06	0,27
4	0,06	0,16	0,20	0,75	0,12	0,32
Tmin (1961 a 1984)						
1	0,13	0,17	0,67	0,79	0,37*	0,33*
2	0,62	0,91	#	#	#	#
4	0,69	0,96	#	#	#	#
Tmax (1961 a 1984)						
1	0,13	0,15	0,40	0,64	0,21	0,28
2	0,08	0,15	0,17	0,61	0,07	0,28
3	0,08	0,15	0,17	0,61	0,07	0,28
4	0,10	0,16	0,23	0,67	0,11	0,30
Tmax' (1992 a 2015)						
1	0,13	0,15	0,40	0,59	0,14	0,27
2	0,12	0,15	0,34	0,59	0,12	0,27
3	0,11	0,15	0,34	0,59	0,13	0,27
4	0,10	0,15	0,27	0,61	0,10	0,28

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo. #Erro

O AIC foi aplicado a fim de verificar se existe diferença estatística entre os modelos ajustados aos testes de KSL e AD. Os modelos 2 e 3 de precipitação, modelo 1 de Tmax e modelos 3 e 4 de Tmax' (1992 a 2015), não podem ser utilizados devido ao valor de $\Delta_i > 2$.

Tabela 61 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Vitória do Palmar - RS.

Modelo	Pre		Tmax		Tmax ¹	
	AIC	Δi	AIC	Δi	AIC	Δi
1	207,49	0,75	99,13	3,70	98,09	0
2	208,84	2,11	97,31	1,87	99,81	1,72
3	209,39	2,65	95,44	0	101,74	3,65
4	206,73	0	97,08	1,64	103,64	5,55

¹(1992 a 2015)

Quando comparados os modelos pelo teste da razão da verossimilhança, verifica-se que não há diferença estatística entre o modelo 1 e 2 de precipitação, assim como para Tmax', sendo este modelo adotado para ambas as séries. Os valores dos parâmetros do modelo 1 de precipitação são $\mu = 67,37$, $\sigma = 12,67$ e $\xi = 0,13$, e para temperatura máxima (1992 a 2015) são $\mu = 34,68$, $\sigma = 1,45$ e $\xi = -0,056$.

A série de temperatura máxima que compreende os anos de 1961 a 1984 foi ajustada ao modelo onde o parâmetro de localização é variável no tempo, apresentando tendência de redução na série de $0,08^\circ\text{C}$ com o passar dos anos, os valores dos parâmetros deste modelo são $\mu = 36,085 - 0,085t$, $\sigma = 1,371$ e $\xi = -0,131$. A média dos valores da série é de $35,65^\circ\text{C}$ e a série de temperatura máxima que compreende os anos de 1992 a 2015, não apresentou tendência significativa, porém a média dos valores é de $35,44^\circ\text{C}$ que corrobora a tendência de redução encontrada.

Tabela 62 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Santa Vitória do Palmar - RS

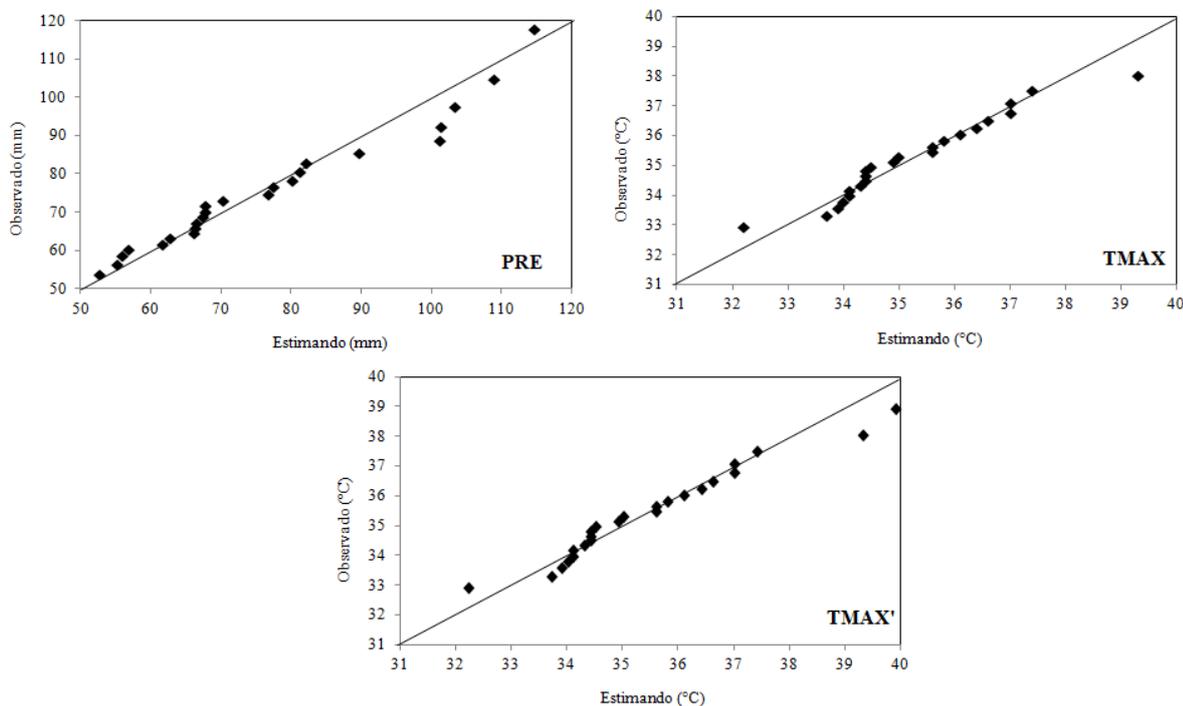
Modelos	Pre		Tmax		Tmax ¹	
	D	p-valor	D	p-valor	D	p-valor
1-2	0,64	0,42	*	*	0,28	0,60
2-3	*	*	0,12	0,72	0,07	0,79
3-4	4,65	0,03	0,18	0,67	*	*

¹(1992 a 2015)

* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

Rusticucci e Barrucand (2004), encontraram forte tendência de redução da temperatura máxima no verão na grande maioria das estações meteorológicas do centro norte-nordeste da Argentina e encontraram também tendência de redução de dias quentes no verão. Os gráficos QQ são apresentados com o objetivo de demonstrar o ajuste das séries à distribuição GEV.

Figura 52 - Gráficos quantil-quantil do ajuste de séries de valores de precipitação (PRE) (1961 a 1984), máximos (TMAX) (1961 a 1984), máximos (TMAX') (1992 a 2015) de temperatura do ar à distribuição geral de valores extremos para Santa Vitória do Palmar, Rio Grande do Sul, Brasil.



Quando calculadas as probabilidades futuras para temperatura máxima, há 1% de probabilidade dos valores máximos estarem abaixo de 28,92°C no ano de 2100.

Tabela 63 - Temperatura extrema máximas (Tmax) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Santa Vitória do Palmar.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	M				
2	-	2050	31,14	31,84	33,20
		2075	29,00	29,70	31,06
		2100	26,86	27,56	28,93

O teste não paramétrico de MK não encontrou tendência significativa quando calculado para as séries do município de Santa Vitória do Palmar,

Tabela 64 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santa Vitória do Palmar - RS.

Anos	Pre		Tmin		Tmax	
	MK	p-valor	MK	p-valor	MK	p-valor
61 a 84	-0,21	0,16	0,06	0,69	-0,21	0,15
92 – 15	-	-	-	-	0,07	0,64
02 a 15	-0,38	0,06	0,24	0,25	-	-

4.3.15 Santana do Livramento - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Santana do Livramento, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1968 a 1974 e 1983 a 1999 (Figura 53). Para que a série estudada estivesse livre de falhas, utilizou-se a série entre os anos de 2000 a 2013, para este município (Figura 54).

Figura 53 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Santana do Livramento - RS.

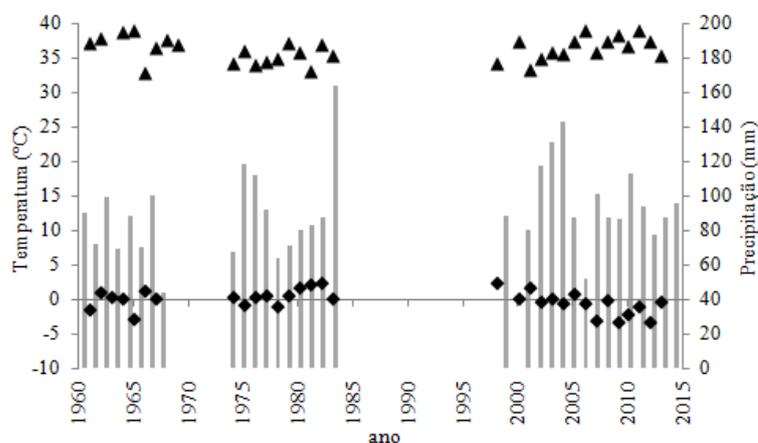
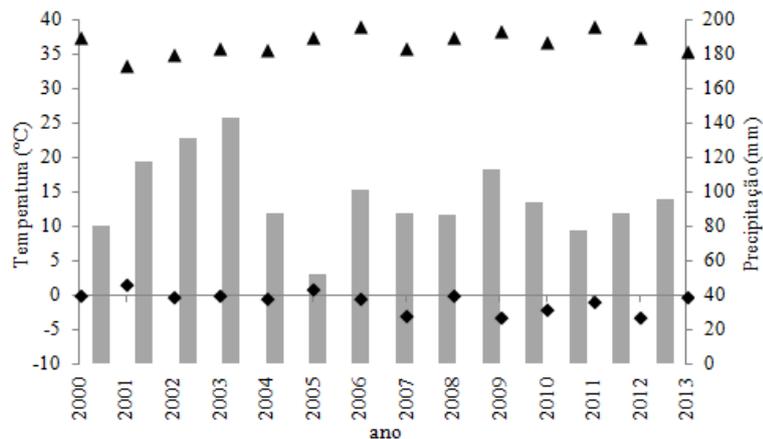


Figura 54 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Santana do Livramento - RS.



Como a série de Santana do Livramento tem comprimento inferior a 20 anos, apenas o teste não-paramétrico de Mann Kendall foi realizado (Tabela 65). O teste de Mann Kendall apresentou tendência significativa de redução na série de temperatura mínima, e quando aplicado o teste de Pettitt (p -valor = 0,0763, $k = 40$) tendência teve início em 2005.

Trabalhando com uma série de precipitação pluvial do município de Santana do Livramento, com comprimento de 41 anos não detectaram tendência significativa nos dados a partir do teste de MK (SILVA et al., 2015)

Tabela 65 - Teste de Mann Kendall [MK; p -valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Santana do Livramento - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
-0,11	0,62	-0,47	0,02*	0,32	0,12

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

4.3.16 São Luiz Gonzaga - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de São Luiz Gonzaga, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1981 a 1990 (Figura 55).

Para que a série utilizada estivesse livre de falhas, utilizou-se entre os anos de 1991 a 2015 (Figura 56).

Figura 55 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município São Luiz Gonzaga - RS.

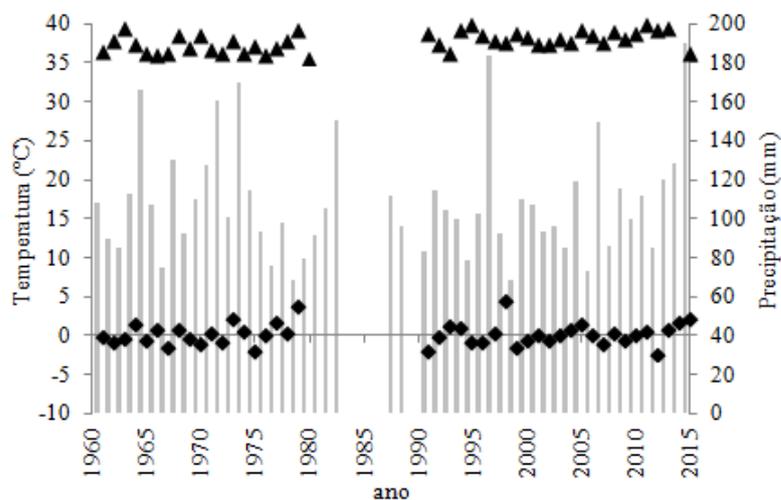
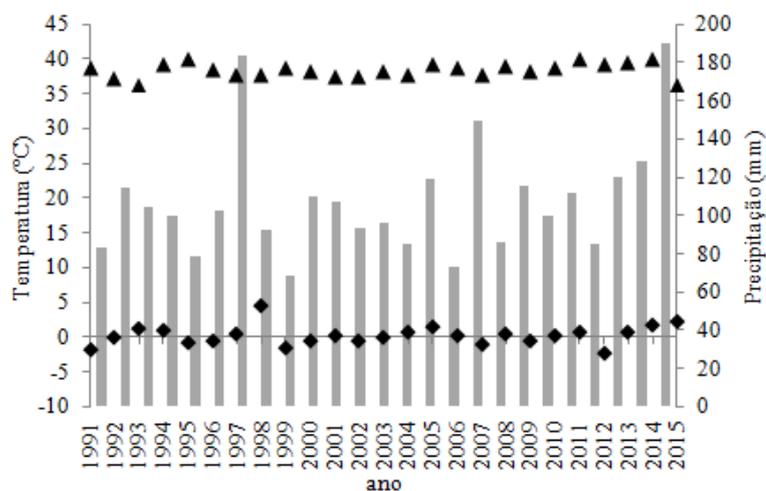


Figura 56 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de São Luiz Gonzaga - RS.



O parâmetro de cauda do modelo 4 de temperatura mínima, apresentou valor de $\xi = -1.32657465$, sendo rejeitado, segundo Coles (2001). O modelo 4 de Tmax apresentou valores irrealistas, sendo descartado. Os demais modelos todos se ajustaram aos testes de aderência, passando para segunda etapa de seleção (AIC) (Tabela 66).

Tabela 66 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de São Luiz Gonzaga.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,09	0,14	0,20	0,55	0,12	0,27
2	0,12	0,14	0,36	0,56	0,21	0,27
3	0,12	0,14	0,31	0,56	0,17	0,27
4	0,13	0,14	0,31	0,56	0,18	0,27
Tmin						
1	0,10	0,16	0,36	0,74	0,18	0,32
2	0,10	0,16	0,36	0,74	0,17	0,32
3	0,13	0,16	0,49	0,72	0,22	0,32
Tmax						
1	0,10	0,16	0,28	0,73	0,14	0,31
2	0,08	0,16	0,20	0,74	0,09	0,31
3	0,07	0,16	0,20	0,73	0,08	0,31
4	0,11	0,14	#	0,54	#	0,28

#Erro

Tabela 67 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de São Luiz Gonzaga - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	236,77	0	92,50	15,63	77,14	6,67
2	237,80	1,03	94,50	17,63	77,42	6,96
3	238,99	2,21	96,21	19,34	79,39	8,93
4	240,97	4,19	*	*	*	*

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

Os modelos 3 e 4 de precipitação e todos os modelos de Tmin e Tmax apresentaram $\Delta_i > 2$, sendo descartados das próximas etapas de seleção. O teste da razão da verossimilhança

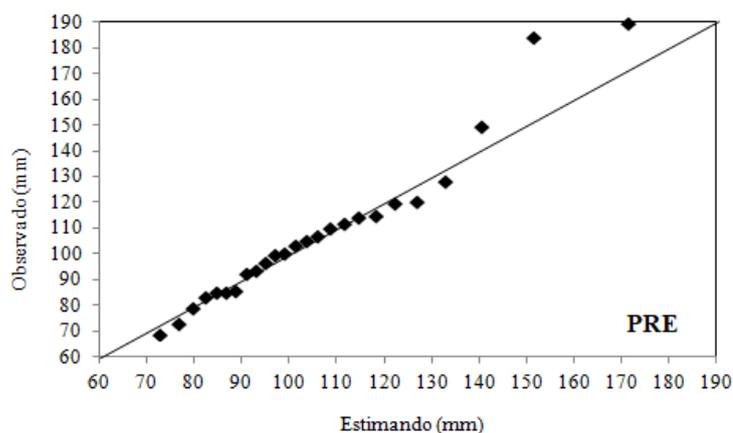
não verificou tendência significativa entre os modelos 1 e 2 de Pre, sendo o modelo 1, estacionário o que melhor descreve a série, tendo como valores dos parâmetros $\mu = 94,00$, $\sigma = 19,37$ e $\xi = 0,126$.

Tabela 68 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre) extrema anual do município de São Luiz Gonzaga- RS

Modelos	Pre	
	D	p-valor
1-2	0,97	0,21

O gráfico quantil-quantil (QQ) foi utilizado a fim de demonstrar o ajuste da série de precipitação ao modelo 1 ajustado.

Figura 57 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (PRE) à distribuição geral de valores extremos para São Luiz Gonzaga, Rio Grande do Sul, Brasil (1991 a 2015).



O teste de MK apresentou resultados similares aos testes paramétricos, não encontrando tendência significativa nas séries.

Tabela 69 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de São Luiz Gonzaga - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
0,22	0,12	0,20	0,17	0,22	0,13

4.3.17 Torres - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Torres, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2015. Porém, esta série apresenta falhas, apresentando até anos inexistente de dados como entre os anos de 1983 a 1990 (Figura 58). Para que a série estudada do município de Torres fosse livre de falhas, utilizou-se os dados entre os anos de 1991 a 2015 para as variáveis Pre e Tmax, e 1992 a 2015 para a variável Tmin (Figura 59). No ano de 2014 foi registrado o volume 257,4 mm de precipitação, sendo o maior valor registrado para Torres.

Os parâmetros foram calculados pelo método da MV, sendo que o parâmetro de cauda do modelo 4 de temperatura mínima foi rejeitado, pois apresentou valor de $\xi = -1,117$. Os demais foram utilizados para calcular os testes de aderência (Tabela 70).

Figura 58 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Torres - RS

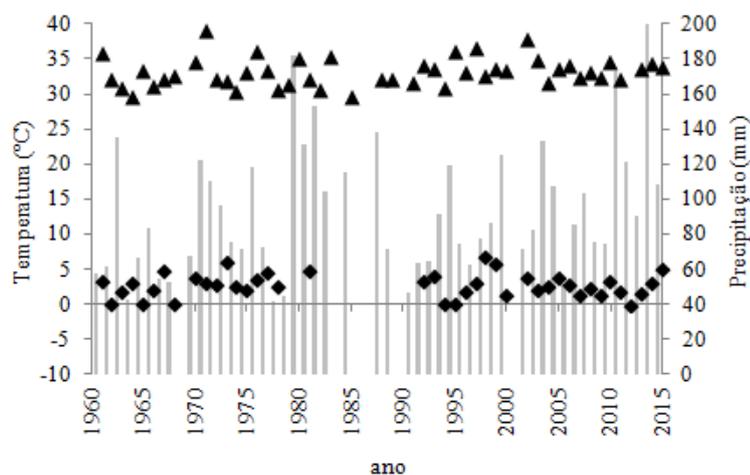


Figura 59 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Torres - RS.

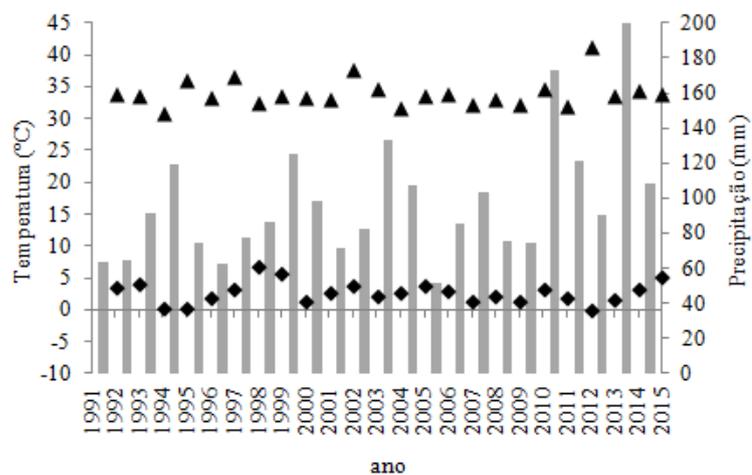


Tabela 70 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Torres.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,06	0,14	0,16	0,55	0,07	0,27
2	0,09	0,14	0,23	0,55	0,10	0,20
3	0,09	0,14	0,23	0,56	0,15	0,27
4	0,09	0,15	0,23	0,59	0,15	0,27
Tmin						
1	0,07	0,17	0,29	0,76	0,20	0,32
2	0,11	0,17	0,31	0,76	0,22	0,32
3	0,11	0,17	0,33	0,75	0,18	0,32
Tmax						
1	0,09	0,14	0,31	0,56	0,16	0,27
2	0,08	0,14	0,28	0,55	0,13	0,27
3	0,08	0,14	0,34	0,55	0,14	0,27
4	0,09	0,16	0,45	0,67	0,25	0,29

Todos os modelos de Pre, Tmax e Tmin foram ajustados pelos testes de aderência passando para a próxima etapa de seleção (AIC).

Tabela 71 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δi] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Torres - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δi	AIC	Δi	AIC	Δi
1	250,20	4,72	97,31	0	106,17	0,002
2	247,51	2,02	99,30	1,99	106,17	0
3	245,48	0	100,82	3,51	107,82	1,65
4	247,23	1,75	*	*	108,33	2,16

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

O modelo 1 de precipitação, modelo 3 de temperatura mínima e o modelo 4 de temperatura mínima não foram ajustados pelo critério de informação de Akaike, apresentando valores de $\Delta i > 2,0$. O teste da razão da verossimilhança foi utilizado a fim de verificar se existe diferença estatística entre os modelos 2-3, 3-4 de precipitação, 1-2 de temperatura mínima e 1-2 e 2-3 de temperatura máxima (Tabela 72).

Tabela 72 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Torres - RS

Modelos	Pre		Tmin		Tmax	
	D	p-valor	D	p-valor	D	p-valor
1-2	*	*	0,005	0,94	2,00	0,16
2-3	4,02	0,04	*	*	0,35	0,55
3-4	0,25	0,61	*	*	*	*

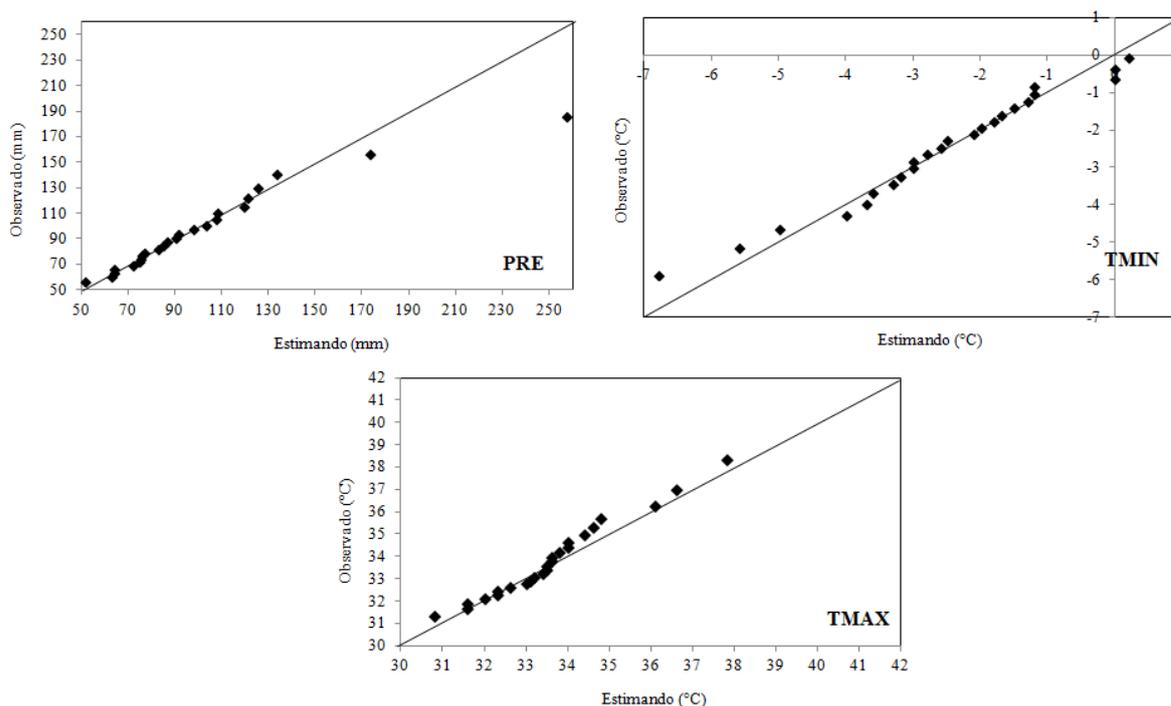
* não ajustado pelo AIC ($\Delta i > 2$)

O modelo 2 de Pre difere estatisticamente do modelo 3 (p-valor de 0,044), contudo o modelo 3 não difere do modelo 4, sendo o modelo 3 ajustado à série. Os parâmetros do modelo 3 de precipitação são: $\mu = 54,4534909 + 2,1543218t$, $\sigma = 8,6833078 + 1,1320401t$ e $\xi = 0,0775021$. Para a série de Tmin e de Tmax, o modelo estacionário (modelo 1) foi o ajustado,

apresentando os valores dos parâmetros de Tmin: $\mu=2,9837$, $\sigma=1,829345$ e $\xi=-0,49657$ e para Tmax: $\mu=32,9241$, $\sigma=1,40087$ e $\xi=0,086354$.

Os gráficos QQ foram realizados a fim de verificar o ajuste dos modelos adotados às séries de Pre, Tmin e Tmax (Figura 60).

Figura 60 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de precipitação (1991 a 2015), temperaturas mínimas (1992 a 2015) e máxima (1991 a 2015) à distribuição geral de valores extremos para Torres, Rio Grande do Sul, Brasil.



Quando estimados os valores futuros para precipitação, verifica-se que os valores são muito acima da média, acredita-se que essa projeção tenha ocorrido devido ao fato de que na série há um valor de 257,3mm para o ano de 2014, sendo que a média dos valores da série é de 99,96mm. Assim, acredita-se que seria necessário a utilização de modelos não lineares para melhor visualização da probabilidade de ocorrência futura desta localidade.

Tabela 73 - Precipitação (Pre) extremas anuais estimadas para os anos de 2050, 2075 e 2100 nas probabilidades de 90%, 95% e 99%, para o município de Torres.

Modelo	Tendência	Ano	90	95	99
	Σ		Pre		
3	+	2050	367,11	433,63	598,70
		2075	490,55	582,01	808,98
		2100	613,99	730,39	<1000,00

O teste não paramétrico de MK foi aplicado as séries de Pre, Tmax e Tmin, verificando que existe significância de aumento na série de precipitação, corroborando os resultados dos testes paramétricos (Tabela 74). A tendência significativa de aumento na série de precipitação de Torres teve início no ano de 1998, segundo o teste de Pettitt (p-valor = 0,237, k = 76).

Tabela 74 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Torres - RS.

MK	Pre	Tmin		Tmax	
	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
0,37	0,01*	-0,09	0,55	0,08	0,61

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

Minuzzi e Caramori (2011), desde meados do século XX, o estado do Paraná vem apresentando uma tendência de aumento no volume pluviométrico, principalmente nos meses de verão e de primavera. No verão, o total de chuva teve um acréscimo de 17 a 37 mm por década, enquanto na primavera esta tendência foi de 16 a 42 mm, sendo que algumas estações hidrológicas apresentaram esta tendência significativa em ambos os períodos sazonais

4.3.18 Uruguaiana - RS

Os dados disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), para o município de Uruguaiana, para as variáveis temperatura mínima e máxima do ar e precipitação, iniciam no ano de 1961 até o ano de 2016. Porém apresentam falhas entre os anos de 1984 e 1991 (Figura 61), com isso a série utilizada para o desenvolvimento deste

trabalho, correspondem aos anos de 1991 a 2016 (Figura 62).

Figura 61 - Série de valores extremos anuais de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação, disponível no INMET para o município de Uruguaiiana - RS.

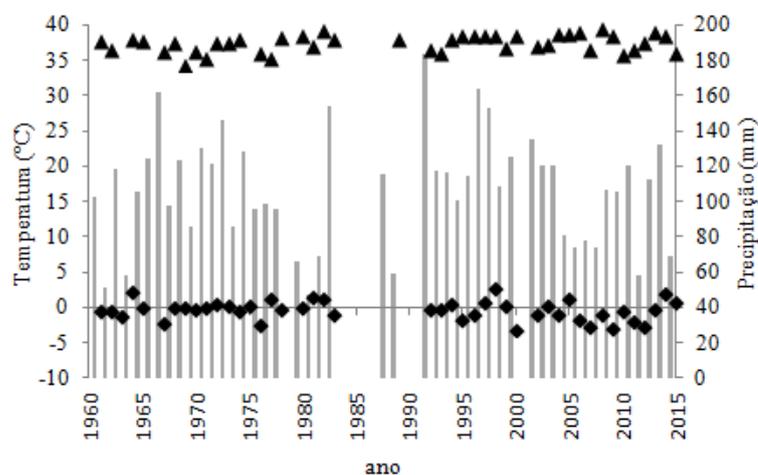
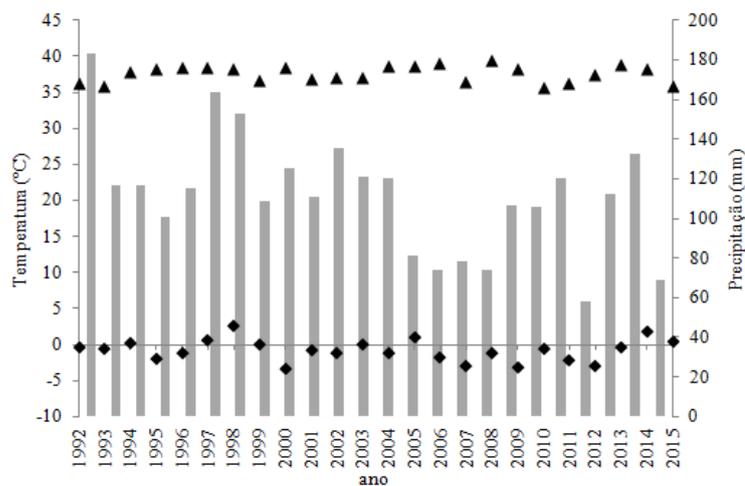


Figura 62 - Série utilizada de valores anuais extremos de temperatura máxima e mínima do ar e precipitação do município de Uruguaiiana - RS.



A partir do método da MV foram calculados os parâmetros dos modelos da GEV. Os modelos 2, 3 e 4 de temperatura máxima foram rejeitados pois apresentaram valores de cauda de $\xi = -1,07534704$, $\xi = -1,04973412$ e $\xi = -1,205042564$, respectivamente. Os demais foram utilizados na calcular os testes de aderência (Tabela 75).

Tabela 75 - P-valor dos testes de aderência de Kolmogorov-Smirnov/ Lilliefors (KSL), Anderson Darling (AD) e Anderson Darling modificado (AU e AL) e os respectivos valores críticos (crit) para as séries de precipitação (Pre), temperatura máxima (Tmax) e mínima (Tmin) extrema da localidade de Uruguaiana.

Pre						
Modelo	KSL	KSLcrit	AD	Adcrit	AU/AL	AU/ALcrit
1	0,11	0,15	0,49	0,63	0,22	0,28
2	0,12	0,15	0,62*	0,59*	0,30*	0,27*
3	0,16*	0,15*	1,59*	0,58*	0,89*	0,89*
4	0,12	0,15	1,06*	0,59*	0,81*	0,27*
Tmin						
1	0,10	0,16	0,33	0,73	0,22	0,31
2	0,09	0,16	0,19	0,73	0,10	0,31
3	0,07	0,16	0,15	0,71	0,08	0,30
4	0,16*	0,15*	1,22*	0,58*	0,95*	0,27*
Tmax						
1	0,15	0,17	0,58	0,78	0,29	0,33

* Valor crítico do teste de aderência é menor que o seu valor calculado ocasionando a rejeição do modelo

Não foram ajustados aos testes de aderência os modelos 2, 3 e 4 de Pre e modelo 4 de Tmin, sendo rejeitados para a próxima avaliação do AIC (Tabela 76).

Tabela 76 - Critério de informação de Akaike [AIC; Δ_i] para precipitação (Pre), temperatura mínima (Tmin) e máxima (Tmax) extrema anual do município de Uruguaiana - RS.

Modelo	Pre		Tmin		Tmax	
	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i	AIC	Δ_i
1	235,92	7,23	93,12	0	76,79	5,78
2	*	*	94,60	1,48	*	*
3	*	*	96,09	2,97	*	*

* modelos previamente excluídos pelos testes de aderência

O modelo 1 de precipitação não foi ajustado ao AIC, apresentando valor de $\Delta_i > 2,0$, sendo descartado da GEV, assim como o modelo 1 de Tmax e o modelo 3 de Tmin. O teste da

razão da verossimilhança foi testado para verificar se existe diferença estatística entre o modelo 1 e 2 de T_{min}.

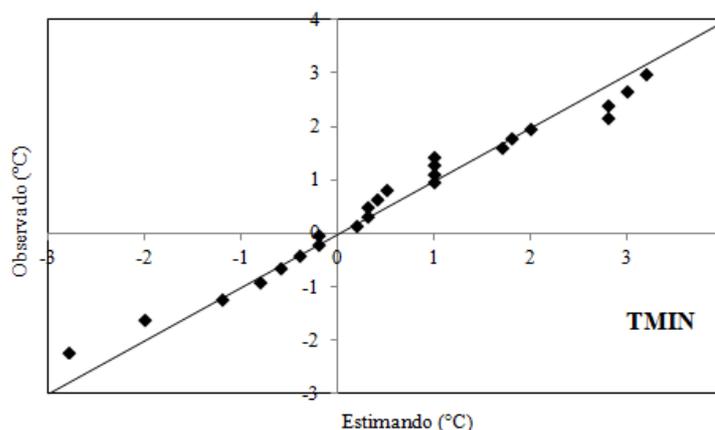
Tabela 77 - Teste da razão da verossimilhança [D; p-valor] temperatura mínima (T_{min}) extrema anual do município de Uruguaiana - RS

Modelos	T _{min}	
	D	p-valor
1-2	0,52	0,47

O teste da razão da verossimilhança não detectou diferença estatística entre o modelo 1 e 2 de T_{min} de Uruguaiana, sendo então o modelo 1, estacionário aquele que melhor descreve a série. Os parâmetros do modelo 1 de T_{min} calculados pelo método da máxima verossimilhança são $\mu=0,18552$, $\sigma=1,59568$ e $\xi=-0,41992$.

O gráfico QQ foi utilizado para verificar o ajuste do modelo 1 a série de dados de T_{min} (Figura 63).

Figura 63 - Gráficos quantil-quantil do ajuste da série de valores de temperaturas mínimas à distribuição geral de valores extremos para Uruguaiana, Rio Grande do Sul, Brasil (1992 a 2015).



O teste não paramétrico de Mann Kendall foi testado nas séries de Pre, T_{min} e T_{max} do município de Uruguaiana, apresentando significância de redução na série de Pre (Tabela 78). A tendência de redução na série de Pre de Uruguaiana teve início a partir do ano de 2004, segundo o teste de Pettitt (p-valor = 0,026, k = 102).

Tabela 78 - Teste de Mann Kendall [MK; p-valor] aplicado às séries de precipitação (Pre), mínima (Tmin) e temperatura máxima (Tmax) extrema anual para o município de Uruguaiana - RS.

Pre		Tmin		Tmax	
MK	P-valor	MK	P-valor	MK	P-valor
-0,37	0,01*	-0,08	0,58	0,05	0,72

* tendência significativa a 5% de probabilidade de erro.

5. CONCLUSÕES

A adoção de modelos GEV não estacionários resultou em melhor ajuste da descrição probabilística das séries climáticas de temperatura máxima para os municípios de Caxias do Sul, Lagoa Vermelha, Passo Fundo, Rio Grande, Santa Maria e Santa Vitória do Palmar (1961 a 1984). Apresentando redução na média dos valores ao longo dos anos nos municípios de Lagoa Vermelha (-0,13°C), Santa Maria (-0,01°C) e Santa Vitória do Palmar (-0,08°C). Já para as demais localidades a tendência foi de aumento nas referidas séries, com valores de 0,07°C para Caxias do Sul, 0,05°C para Passo Fundo e 0,1°C para Rio Grande.

Não há tendência de redução nas séries de temperatura mínima do estado do Rio Grande do Sul, apenas a série de Pelotas apresentou tendência significativa de aumento de 0,013°C, verificando que existe a probabilidade de 10% de ocorrer valores acima de 2,67°C no ano de 2050, e esse valor aumenta para 3°C em 2075 e 3,32°C em 2100.

Há presença de alterações climáticas nas duas séries de precipitação do litoral do Rio Grande do Sul, a série de Rio Grande apresenta aumento de 1,38 mm na média dos valores ao longo dos anos, já a série de Torres além de apresentar aumento de 2,15 mm, a variância da série também sofreu aumento de 1,13 mm.

REFERÊNCIAS

- AHMAD, M. I.; SINCLAIR, C. D.; SPURR, B. D. Assessment of flood frequency models using empirical distribution function. **Water Resource Research**, v. 24, n.8, p. 1323–1328, 1988.
- ALEXANDER, L. V. et al. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. **Journal of Geophysical Research**, v. 111, n. D5, p. D05109, 2006.
- ANDERSON, T. W.; DARLING, D. A. Asymptotic theory of certain “goodness of fit” criteria based on stochastic processes. **Ann. Math. Stat.**, Volume 23, pp. 193-212. 1952.
- ARRAES, R.; ROCHA, A. Perdas extremas em mercados de risco. **Revista Contabilidade & Finanças**. n. 42, p. 22 - 34. São Paulo. Set/Dez. 2006.
- ÁVILA, L. F. et al. Tendências de temperaturas mínimas e máximas do ar no Estado de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 49, n. 4, p. 247–256, 2014.
- BACK, A. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 5, p. 717–726, 2001.
- BAUTISTA, E. Z. A distribuição generalizada de valores extremos no estudo da velocidade máxima do vento em Piracicaba, SP. **Dissertação de Mestrado**, ESALQ, USP, Piracicaba, 47p. 2002.
- BEIJO, L. A.; AVELAR, F. G. Distribuição generalizada de valores extremos no estudo de dados climáticos uma breve revisão e aplicação. **Revista da Estatística da Universidade Federal de Ouro Preto**, v. 1, n. 1, p. 10-16, 2012.
- BERLATO, M. A.; ALTHAUS, D. Tendência observada da temperatura mínima e do número de dias de geada do Estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, v. 16, n. 1, p. 7–16, 2010.
- BERLATO, M. A.; CORDEIRO, A. P. A. Sinais de mudanças climáticas globais e regionais, projeções para o século XXI e as tendências observadas no Rio Grande do Sul: uma revisão. **Revista da Sociedade Brasileira de Agrometeorologia**, v. 25, n. 2, 29 nov. 2018.
- BLAIN, G.C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no Estado de São Paulo: variações e tendências climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.25, p.114-124, 2010.
- BLAIN, G. C. Cento e vinte anos de totais extremos de precipitação pluvial máxima diária em Campinas, Estado de São Paulo: análises estatísticas. **Bragantia**, v. 70, n. 3, 2011.
- BLAIN, G. C. Incorporating climate trends in the stochastic modeling of extreme minimum air temperature series of Campinas, state of São Paulo, Brazil. **Bragantia**, v. 70, n. 4, p. 952–957, 2011b.

BLAIN, G. C.; LULU, J. Valores anuais absolutos de séries diárias de temperatura máxima e mínima do ar no estado de São Paulo: tendências, periodicidades e probabilidades associadas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 26, n. 1, p. 29–40, mar. 2011.

BLAIN, G. C.; MORAES, S. O. Caracterização estatística de oito séries de precipitação pluvial máxima diária da secretaria de agricultura e abastecimento do Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 26, n. 2, p. 225-233, 2011.

BROHAN, P. et al. Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850. **Journal of Geophysical Research**, v. 111, n. D12, p. D12106, 27 jun. 2006.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference : a practical information-theoretic approach**. Springer, 2002.

CANNON, A. J. A flexible nonlinear modeling framework for nonstationary generalized extreme value analysis in hydroclimatology. **Hydrological Process**, v. 24, n. 1, p. 673-685, 2010.

CERA, J. C.; FERRAZ, S. E. T. Variações climáticas na precipitação no sul do Brasil no clima presente e futuro. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 30, n. 1, p. 81–88, 2015.

CHENG, L. et al. Improved estimates of ocean heat content from 1960 to 2015. **Science Advances**, v. 3, n. 3, p. e1601545, 10 mar. 2017.

COLES, S. **An introduction to statistical modeling of extreme values**. Springer, 2001.

CORDEIRO, A. P. A. et al. Tendências climáticas das temperaturas do ar no estado do Rio Grande do Sul, Sul do Brasil. **Revista Brasileira de Geografia Física**, Pernambuco, v. 9, n.3, p. 868-880, 2016.

CRUTCHER, H.L. A note on the possible misuse of the Kolmogorov-Smirnov test. **Journal of Applied Meteorology**, v.14, p.1600-1603, 1975.

CUNHA, G. R. et al. Análise de tendências na temperatura do ar e na precipitação pluvial na região de Passo Fundo, RS. **Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento**. ISSN 1677-8901. Dezembro, 2007.

DAMÉ, C. F. et al. Monotonic trend and change points in southern Brazil precipitation. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.33, n.2, p.258-268, mar./abr. 2013

EL ADLOUNI, S. et al. Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. **Water Resources Research**, v. 43, n. 3, mar. 2007.

FELICI, M. et al. Extreme Value Statistics of the Total Energy in an Intermediate-Complexity Model of the Midlatitude Atmospheric Jet. Part II: Trend Detection and Assessment. **Journal of the Atmospheric Sciences**, v. 64, n. 7, p. 2159–2175, jul. 2007.

FISCHER, R.A.; TIPPETT, L.H.C. Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. **Proceedings of the Cambridge Philosophical Society**,

v.14, p. 180-190, 1928.

FREUND, J. E. **Estatística aplicada economia, administração e contabilidade**. Bookman, 2006.

FURIÓ, D.; MENEU, V. Analysis of extreme temperatures for four sites across Peninsular Spain. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 104, n. 1–2, p. 83–99, 24 maio 2011.

GOMES, M. I.; ALVES, M. I. F.; NEVES, C. Possible Partnerships for Statistical Development View project PORT-estimation View project. 2012.

GOMES, A.C.S. et al. Análise estatística das tendências de elevação nas séries de temperatura média máxima na Amazônia central: Estudo de caso para a região do oeste do Pará. **Revista Brasileira de Climatologia**. Ano 11, V. 17. Jul/Dez, 2015.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. Annual and Seasonal Climatic Variations over the Northern Hemisphere and Europe during the Last Century. **Annales Geophysicae**, v. 4, n. 4, p. 385–400, 1986.

GRIMM, A. M. et al. Observações ambientais atmosféricas e de propriedades da superfície In: PAINEL BRASILEIRO DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS. Grupo de Trabalho 1 – Base Científica das Mudanças Climáticas. Primeiro relatório de avaliação nacional sobre mudanças climáticas. 2012.

GUEVARA OTINIANO, C. E.; TEIXEIRA, C. E. G. Estimação dos parâmetros da mistura de duas componentes GEV via algoritmo EM. **TEMA** (São Carlos), v. 15, n. 1, p. 059, 9 abr. 2014.

GUMBEL, E.J. **Statistics of Extremes**. Mineola, NY: Dover, Columbia University Press, New York, 1958.

HAKTANIR, T.; COBANER, M.; KISI, O. Frequency analyses of annual extreme rainfall series from 5 min to 24 h. **Hydrol. Process**. V.24, 2010, 3574-3588p

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R. A Nonparametric Trend Test for Seasonal Data With Serial Dependence. **Water Resources Research**, v. 20, n. 6, p. 727–732, 1 jun. 1984.

HIRSCH, R. M. et al. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. **Water Resources Research**, v. 18, n. 1, p. 107–121, 1 fev. 1982.

IBGE CIDADES, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de População e Indicadores Sociais. (on-line). NOTA 1: Estimativas da população residente com data de Referência 1o de julho de 2014 publicadas no Diário Oficial da União em 28/08/2014.

INMET. Instituto Nacional de Meteorologia. **Dados Históricos**. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/>>. Acesso em: 10 jun. 2017.

IPCC. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press: Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 2013.

1535 pp.

JENKINSON, A.F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 81, p. 159-171, 1955.

KELLER FILHO, T. et al. Regiões pluviometricamente homogêneas no Brasil. Rainfall homogeneous areas in Brazil. *Pesquisa Agropecuaria Brasileira*. v. 40, n.4. Brasília. Abril, 2005.

KENDALL, M. G. **Rank Correlation Methods**. Griffin, London, UK, 1975.

KENDALL, M.A.; STUART, A. **The advanced theory of statistics**. 2.ed. Londres: Charles Griffin. v.2, 690p. 1967.

KOPPEN, W. Klassifikation der klimate nach temperatur, niederschlag und jahreslauf. **Petermanns Geographische Mitteilungen**, Gotha, v. 64, p. 193-203, 1918.

KRUEL, I. B. Eventos meteorológicos extremos em uma localidade do Rio Grande do Sul: Probabilidades de ocorrência e tendências climáticas. **Dissertação de Mestrado**. Instituto Agronomico Campinas, 2015.

KRUEL, I. B. et al. Climate trends in the municipality of Pelotas, state of Rio Grande do Sul, Brazil. **Engenharia Agrícola**, v. 35, n. 4, p. 769–777, ago. 2015.

KUINCHTNER, A. et al. Variabilidade da temperatura do ar próximo à superfície no Planalto Meridional-riograndense. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Piracicaba, v.15, n.3, p. 232-240, 2007.

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. J. Change detection in hydrological records—a review of the methodology / Revue méthodologique de la détection de changements dans les chroniques hydrologiques. **Hydrological Sciences Journal**, v. 49, n. 1, p. 7–19, 24 fev. 2004.

LILLIEFORS, H.W. On the Kolmogorov–Smirnov test on the exponential distribution with mean unknown. **Journal of the American Statistical Association**, v. 64, p. 387– 389, 1969.

MANN, H.B. Non-parametric tests against trend. **Econometrica**, v.13, n.3, p.245-259, 1945

MARCOTT, S. A. et al. A Reconstruction of Regional and Global Temperature for the Past 11,300 Years. **Science**, v. 339, n. 6124, 2013.

MEEHL, G. A. et al. Externally Forced and Internally Generated Decadal Climate Variability Associated with the Interdecadal Pacific Oscillation. **Journal of Climate**, v. 26, n. 18, p. 7298–7310, 9 set. 2013.

MESCHIATTI, M. C. Avaliação e incorporação da presença de mudança climática na probabilidade de ocorrência de extremos meteorológicos. **Dissertação de mestrado**. Instituto Agrônomico Campinas - IAC. 2016.

MINUZZI, R.; CARAMORI, P. Variabilidade climática sazonal e anual da chuva e veranicos.

Revista Ceres, v. 58, n. 5, 2011.

MOLION, L. C. B. Perspectivas climáticas para os próximos 20 anos. **Revista Brasileira de Climatologia**, 2008.

MOTTA, S.F. Clima e agricultura no Brasil. Porto Alegre, **Sagra**, 151p. 1986.

MORENO, J. A. Clima do Rio Grande do Sul. **Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul**, v. 0, n. 11, p. 49–83, 1961.

NADARAJAH, S.; CHOI, D. Maximum daily rainfall in South Korea. **Journal of Earth System Science**, Nova Deli, v.116, n.4, p. 311-320, 2007.

ÖNÖZ, B.; BAYAZIT, M. Block bootstrap for Mann-Kendall trend test of serially dependent data. **Hydrological Processes**, v. 26, n. 23, p. 3552–3560, 15 nov. 2012.

PENALBA, O.C.; ROBLEDO, F. A. Spatial and temporal variability of the frequency of extreme daily rainfall regime in the La Plata Basin during the 20th century. **Climatic Change**, v. 98. p.531-550. 2010.

PENEREIRO, J. C.; MESCHIATTI, M. C. Tendências em séries anuais de precipitação e temperaturas no Brasil. **Engenharia Sanitaria e Ambiental**, v. 23, n. 2, p. 319–331, mar. 2018.

PEREIRA, A.R.; ANGELOCCI, L.R.; SENTELHAS, P.C. **Agrometeorologia**: fundamentos e aplicações práticas. Guaíba: Agropecuária, 2002. 478p.

PETTITT, A. N. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126, 1979.

PINHEIRO, A. et al. Tendência das séries temporais de precipitação da região sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, n. 3, p. 281–290, 2013.

PORTELA, M. M. et al. Tendências em séries temporais de variáveis hidrológicas. **Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos**, v. 32, p. 18, 2011.

PUJOL, N.; NEPPEL, L., SABATIER, R. Regional tests for trend detection in maximum precipitation series in the French Mediterranean region. **Hydrological Sciences Journal**, v. 52, n. 5, p. 952–973, 2007.

RAYNAL, J.A., Sobre el uso del dominio de atracción para la identificación de valores extremos para máximos. **Ingeniería Hídrica en Mexico**, v.12, p.57-62, 1997.

REIS, C. J. DOS; BEIJO, L. A.; AVELAR, F. G. Temperatura mínima esperada para Piracicaba-SP via distribuições de valores extremos. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, v. 11, n. 4, p. 1639–1650, 24 jul. 2017.

RIBEIRO, R. E. P. et al. Análise da Tendência Climática nas Séries Temporais de Temperatura e Precipitação de Tucuruí-Pará. **Revista Brasileira de Geografia Física - ISSN: 1984-2295**, v. 7, n. 5, p. 798–807, 20 jan. 2014.

RUSTICUCCI, M.; BARRUCAND, M. Observed Trends and Changes in Temperature Extremes over Argentina. **Journal of Climate**, v. 17, n. 20, p. 4099–4107, 15 out. 2004.

SANTOS, C. A. C.; MELO, M. M.; BRITO, J. I. B. Tendências de Índices de Extremos Climáticos para o Estado do Amazonas e suas Relações com a TSM dos Oceanos Tropicais. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 31, n. 1, 2016.

SHIN, H. et al. Assessment of modified Anderson–Darling test statistics for the generalized extreme value and generalized logistic distributions. **Stochastic Environmental Research Risk Assessment**, v.26, n. 1, p.105-114, 2012.

SILVA, G. M. et al. Tendência de séries de precipitação total mensal para localidades do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Engenharia e Sustentabilidade**, v. 1, n. 1, p. 13–22, 15 mar. 2015.

SILVA DIAS, M. A. .; GRAMMELSBACHER, E. A possível ocorrência do tornado em São Paulo no dia 26 de abril de 1991: um estudo de caso. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 6, p. 53–522, 1991.

SILVA, V. P. R. DA et al. Análise da pluviometria e dias chuvosos na região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 15, n. 2, p. 131–138, fev. 2011.

SOLOMON, S. et al. Climate change 2007: the physical science basis: contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Chang. **South African Geographical Journal**. 2010.

SOUSA, F. DE A. S. DE et al. Estimativas dos Riscos de Chuvas Extremas nas Capitais do Nordeste do Brasil (Estimates of the Risks of Extreme Rainfall in Capitals of Northeast Brazil). **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 9, n. 2, p. 430–439, 2016.

STEINMETZ, S. et al. Influência do aquecimento global sobre as temperaturas máximas, mínimas e médias anuais na região de Pelotas, RS. 2007.

TRENBERTH, K. E. Has there been a hiatus? Internal climate variability masks climate-warming trends. **Science**, Washington, v.349, n. 6249, p. 691-692, 2015.

ULIANA, E.M. et al. Análise de tendência em séries históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico não paramétrico. **Revista Ambiente e água** . vol 10, n 1 Taubaté Jan/Mar. 2015.

VINCENT, L. A. et al. Observed Trends in Indices of Daily Temperature Extremes in South America 1960–2000. **Journal of Climate**, v. 18, p. 5011–5023, 2005.

VLČEK, O.; HUTH R. Is daily precipitation Gamma-distributed? Adverse effects of an incorrect application of the Kolmogorov-Smirnov test. **Atmospheric Research**, v. 93, p. 759-766, 2009.

WILKS, D. S. **Statistical Methods in the Atmospheric Sciences**. Elsevier ed. London. 2006.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. Academic Press, 2011.

YUE, S. et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. **Hydrological Processes**, v. 16, p. 1807–1829, 2002.

ZHANG, W. et al. Temporal and spatial variability of annual extreme water level in the Pearl River Delta region, China. **Global and Planetary Change**, v. 69, n. 1–2, p. 35–47, 1 out. 2009.

ZSCHEISCHLER, J. et al. Detection and attribution of large spatiotemporal extreme events in Earth observation data. **Ecological Informatics**, v. 15, p. 66–73, 1 maio 2013.