ISBN impresso 978-65-6069-024-0
ISBN on-line 978-65-6069-023-3
Novembro/2026

Metodologias para análise de séries históricas e modelagem da precipitação

Álvaro José Back, Luísa Back e Beatriz Back
Autores



Epagri

SAPE
SECRETARIA DA AGRICULTURA E PECUÁRIA



Governador do Estado
Jorginho dos Santos Mello

Secretário de Estado da Agricultura
Admir Edi Dalla Cort

Presidente da Epagri
Dirceu Leite

Diretores

Andréia Meira
Ensino Agrotécnico

Jurandi Teodoro Gugel
Desenvolvimento Institucional

Fabrícia Hoffmann Maria
Administração e Finanças

Gustavo Gimi Santos Claudino
Extensão Rural e Pesqueira

Everton Blainski
Ciência, Tecnologia e Inovação



ISBN impresso 978-65-6069-024-0
ISBN on-line 978-65-6069-023-3
Novembro/2026

Metodologias para análise de séries históricas e modelagem da precipitação

Álvaro José Back, Luísa Back e Beatriz Back
Autores

Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina
Florianópolis
2026

Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (Epagri)
Rodovia Admar Gonzaga, 1.347, Itacorubi, Caixa Postal 502
88034-901 Florianópolis, Santa Catarina, Brasil
Fone: (48) 3665-5000
Site: www.epagri.sc.gov.br

Editado pelo Departamento Estadual de Marketing e Comunicação (Epagri/DEMC)

Assessoria técnico-científica: João Vieira Neto, Carlos Rogerio de Mello

Editoração técnica: Luiz Augusto Martins Peruch
Revisão textual: Laertes Rebelo e Maria Luíza Chaves
Diagramação: Vilton Jorge de Souza
Capa: Rafael Censi Borges, Aleksander Westphal Muniz, Ana Carolina Barbosa Nicolau

Primeira edição: novembro de 2026

É permitida a reprodução parcial deste trabalho desde que citada a fonte.

Ficha catalográfica

B126m Back, Álvaro José; Back, Luísa; Back, Beatriz
Metodologias para análise de séries históricas e modelagem da precipitação / Elaborado por Álvaro José Back; Luísa Back; Beatriz Back. - Florianópolis : Epagri, 2026.
228 p. : il., color.

Inclui referências
ISBN impresso 978-65-6069-024-0
ISBN on-line 978-65-6069-023-3

1. Meio Ambiente. 2. Climatologia. 3. Modelo matemático. 4. Gestão aquícola. 5. Epagri. I. Back, Álvaro José. II. Back, Luísa. III. Back, Beatriz. IV. Título.

CDD: 551.6011

Elaborado por: Bibliotecária Rafaela Rocha Rabelo - CRB 14/1934

Autores

Álvaro José Back
Engenheiro-agrônomo, Estatístico, Tecnólogo em Análise e Desenvolvimento de Sistemas, Mestre em Engenharia Agrícola, Doutor em Engenharia
Epagri, Estação Experimental de Urussanga
Rodovia SC 108, nº 1563 – km 353, CEP 88840-000, Caixa Postal 49
Urussanga, SC
(48) 3403-1382
E-mail: alvarojoseback@gmail.com

Luísa Back
Estatística, Tecnóloga em Análise e Desenvolvimento de Sistemas, Mestre em Epidemiologia
Centro de Socioeconomia e Planejamento Agrícola – CEPA
Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina
Rodovia Admar Gonzaga, 1.347 – Itacorubi, Florianópolis, SC, CEP 88034-901
(48) 3665-5084
E-mail: luisaback@epagri.sc.gov.br

Beatriz Back
Biomédica, Tecnóloga em Big Data e Inteligência Analítica, Graduanda em Estatística
Rua Hercílio Luz, 360 – apto 802, Bairro Cruzeiro do Sul, Criciúma, SC, CEP 88801-092
E-mail: beatrizsmback@gmail.com

Apresentação

A chuva é um fenômeno meteorológico que afeta o clima e a hidrologia, com impactos nas várias atividades econômicas, tanto no meio urbano como no meio rural. A ocorrência de eventos extremos de chuva está fortemente associada a enchentes, inundações, deslizamentos e à erosão do solo. Longos períodos de chuva favorecem o aparecimento de doenças nas culturas, além de dificultarem a realização de tratos culturais. Por outro lado, períodos de baixa precipitação estão relacionados com problemas de estiagens, falta de água e redução da produtividade das culturas.

Para o planejamento das atividades agrícolas e a definição das melhores épocas de plantio, bem como o dimensionamento de obras hidráulicas e de conservação do solo, é necessário conhecer as características da chuva local. Nesse sentido, a Epagri tem realizado grandes esforços no monitoramento climático, com a instalação e manutenção das estações meteorológicas, bem como nos serviços de previsão climática e estudos de zoneamento agroclimático.

Esta publicação tem como objetivo apresentar diversos métodos para a análise dos dados de precipitação e índices para a sua caracterização com relação a eventos extremos, índices de seca, índices de concentração, anomalias, tendências e também com relação à simulação de séries sintéticas.

Este livro, complementado com o programa HidroChuvas1.0, permite aos profissionais das diferentes áreas de engenharia a realização das análises e obtenção dos resultados para seu local de interesse.

Com esta publicação, a Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (Epagri) presta mais uma importante colaboração à sociedade, contribuindo de forma efetiva para o avanço e a difusão de conhecimento nas áreas de hidrologia e climatologia.

A Diretoria Executiva

Prefácio

Para mim é uma grande satisfação prefaciar mais esta contribuição do colega Álvaro José Back à ciência do Brasil. Esta mais recente obra sintetiza a vasta contribuição de sua vida profissional nos estudos de hidrologia e clima, acompanhado agora pela coautoria de duas de suas filhas, Luísa e Beatriz.

O autor Álvaro José Back tem se dedicado em estudar o comportamento dos regimes pluviômetros das diversas estações meteorológicas do estado de Santa Catarina, bem como de centenas de outras do Brasil e variáveis climatológicas. Além dos livros que tem escrito, o autor desenvolveu programas computacionais para gerar soluções nas áreas agrícolas e ambientais, desde a computação do tempo de retorno de chuvas intensas até sistemas de recomendações de adubações de lavouras. Suas obras têm sido referência no ensino e aplicação da engenharia agronômica, agrícola e civil, e em todos os ramos do conhecimento que estudam regimes hídricos e climatologia.

Álvaro José Back é engenheiro-agrônomo pela Universidade Federal de Santa Catarina, mestre em Irrigação e Drenagem pela Universidade Federal de Viçosa, e doutor em Hidrologia pela Universidade Federal do Rio Grande Sul, onde também fez seu pós-doutorado. Trabalha como pesquisador na Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (Epagri), Estação Experimental de Urussanga, desde o ano 1990.

Um ser humano de personalidade correta e muito bondosa, o que o faz ter um excelente conceito perante seus colegas de trabalho e do dia a dia, além de suscitar admiração de seus alunos universitários pela facilidade e segurança em passar seus conhecimentos. Cientista e professor por natureza, era comum ao Álvaro dispender horas e dias de suas férias trabalhando em mais um novo sistema computacional, em mais um livro, ou em estudar novos métodos quantitativos para analisar dados de precipitação. E este amor e dedicação pela ciência parecem que despertaram o interesse das filhas em seguir o mesmo caminho do pai, no tocante aos estudos e aplicações dos métodos estatísticos.

Neste livro foram reunidos estudos realizados pelo autor em mais de três décadas de atividade de pesquisa abordando principalmente as chuvas extremas, erosividade, análise de tendências e a modelagem da precipitação. Esses estudos foram complementados com uma revisão bibliográfica sobre o tema. Destaca-se ainda que muitas dessas análises requerem a adoção de um método estatístico adequado e, nesse sentido, o livro inicia com a fundamentação estatística.

Ao longo da trajetória profissional do autor e na elaboração dos estudos, diversas rotinas de cálculos foram programadas para a elaboração das análises. Essas rotinas

foram reunidas em um programa denominado HidroChuvas1.0, também publicado e disponibilizado gratuitamente pela Epagri, complementando este livro.

Dessa forma, com este livro e o programa HidroChuvas1.0, os autores pretendem atender à demanda dos profissionais das diferentes áreas de engenharia, possibilitando o estudo, a aplicação dos métodos e a obtenção de resultados customizados de acordo com critérios definidos pelo usuário.

A você, desejos de boa leitura e aplicações dos conhecimentos.

Aos autores Álvaro, Luísa e Beatriz, o nosso muito obrigado por mais esta bela obra de aplicação direta aos diversos ramos das engenharias, das ciências exatas e da terra, e das ciências agrárias.

Márcio Sônego
Engenheiro-agrônomo, Doutor em Agrometeorologia
Pesquisador da Epagri

Urussanga, SC, 7 de abril de 2025

Sumário

1 Introdução 21
2 Análises estatísticas aplicadas a dados de precipitação 22
2.1 Estatísticas descritivas 22
2.1.1 Média 22
2.1.2 Mediana 23
2.1.3 Moda 23
2.1.4 Desvio padrão 23
2.1.5 Variância 24
2.1.6 Coeficiente de Variação 24
2.1.7 Separatrizes ou Quantis 24
2.1.7.1 Quartil 25
2.1.7.2 Decis 25
2.1.8 Boxplot 26
2.1.9 Medidas de Assimetria 27
2.1.10 Medidas de Curtose 28
2.2 Coeficiente de correlação 28
2.3 Identificação de *Outliers* 29
2.4 Exemplo de estatísticas descritivas 32
3 Séries hidrológicas 34
3.1 Tipos de séries 34
3.2 Definição do ano hidrológico 35
3.3 Tratamento de falhas 36
3.4 Método da ponderação regional 37
4 Análise de frequência 38
4.1 Conceito de Frequência e Período de Retorno 38
4.2 Frequência empírica 41
4.3 Distribuições de probabilidade para variáveis contínuas 43

4.3.1 Distribuição Normal 44
4.3.2 Distribuição Log-Normal com dois parâmetros 44
4.3.3 Distribuição Log-Normal com três parâmetros 45
4.3.4 Distribuição Gama 45
4.3.5 Distribuição Gama Incompleta 45
4.3.6 Distribuição Exponencial Geométrica Estendida 46
4.3.7 Distribuição Pearson tipo III 47
4.3.8 Distribuição Log-Pearson tipo III 48
4.3.9 Distribuição de Extremo tipo I ou Distribuição de Gumbel 49
4.3.10 Distribuição de Extremo tipo II ou Distribuição de Fréchet 49
4.3.11 Distribuição de Extremos tipo III ou Weibull com dois parâmetros 50
4.3.12 Distribuição Weibull com três parâmetros 50
4.3.13 Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) 50
4.3.14 Distribuição Exponencial 51
4.4 Distribuições de probabilidade para variáveis discretas 52
4.4.1 Distribuição Geométrica 52
4.4.2 Distribuição Binomial Negativa 52
4.4.3 Distribuição Binomial Negativa Truncada 53
4.4.4 Distribuição Poisson 53
4.5 Estimativa dos parâmetros da distribuição 54
4.5.1 Método dos Momentos 54
4.5.2 Método da Máxima Verossimilhança 56
4.5.3 Método dos Momentos-L 58
4.5.4 Outros métodos 61
4.6 Testes de aderência 63
4.6.1 Teste Qui-Quadrado 63
4.6.2 Teste de Kolmogorov–Smirnov 64
4.6.3 Teste de Anderson-Darling 65
4.6.4 Teste de Filliben 67

4.6.5 Teste de Kuiper 69
4.6.6 Teste de Cramer-von Mises 69
4.6.7 Exemplo de aplicação 71
4.7 Critérios de avaliação do desempenho das distribuições 73
4.7.1 Raiz do erro quadrático médio – RMSE 73
4.7.2 Desvios quadrados médios padronizados (SRMSD) 73
4.7.3 Raiz quadrada média do erro relativo (RRMSE) 73
4.7.4 Raiz do erro quadrático médio percentual (RMSPE) 74
4.7.5 Erro médio relativo (RAB) 74
4.7.6 Erro percentual absoluto médio (MAPE) 74
4.7.7 Erro absoluto médio (MAE) 74
4.7.8 Coeficiente de determinação (R^2) 74
4.7.9 D-index 74
4.7.10 Exemplo de cálculo dos índices de desempenho 75
5 Chuva acumulada em determinado período 77
5.1 Chuva mensal 77
5.2 Normal Climatológica 77
5.3 Chuva acumulada em intervalos inferiores ao mensal 77
5.4 Precipitação provável 78
6 Dias de chuva 78
7 Chuva crítica para drenagem agrícola 81
8 Chuvas máximas anuais 83
8.1 Desagregação da precipitação diária 88
8.2 Equações IDF 91
8.3 Equação alternativa 94
8.4 Mês de ocorrência do evento extremo 95
8.5 Dia de ocorrência dos eventos máximos anuais 97
9 Duração dos períodos secos e chuvosos 100
10 Cadeia de Markov 103

10.1 Matriz de probabilidades de transição 105
10.2 Probabilidade de dias secos ou chuvosos consecutivos 109
11 Simulação de séries de precipitação 113
11.1 Simulação da precipitação diária 113
11.2 Simulação da precipitação horária 116
11.2.1 Modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado 117
11.2.2 Ajuste dos parâmetros 117
11.2.3 Simulação da chuva 120
11.2.4 Exemplos de aplicação 122
12 Dias parados em obras de engenharia em função das chuvas 125
12.1 Método de Mendes 126
12.2 Método DNIT (Sicro) 130
12.3 Método de Mattos (2015) 133
13 Índice para avaliar a concentração de chuvas 134
13.1 Índice de Concentração (IC) 134
13.2 Índice de Concentração de Precipitação (ICP) 140
13.3 Grau de Concentração da Precipitação (GCP) e Período de Concentração da Precipitação (PCP) 144
14 Índices para avaliar a sazonalidade da precipitação 150
14.1 Índice de Sazonalidade da Precipitação (ISP) 150
14.2 Índice de irregularidade temporal (Sl) 153
15 Índices para caracterizar a seca meteorológica 155
15.1 Índice de Precipitação Padronizada (IPP) 156
15.2 China-Z Index (CZI) 160
15.3 Indice China Z Modificado (MCZI) 160
15.4 Índice Z escore Standart 161
15.5 Índice de variabilidade da precipitação (RVI) 162
15.6 Índice Padronizado de Precipitação Modificado (SPIM) 163
15.7 Índice de seca baseado no Decil 164

15.8 Índice de Moreno 166
16 Índices para caracterizar a anomalia de chuva 167
16.1 Anomalia de Chuva (A) 167
16.2 Índice de Anomalia Normalizado (AN) 167
16.3 Classificação dos Anos-Padrão (AP) 168
16.4 Índice de Porcentagem Normal (PN) 169
16.5 Índice de Anomalia de Chuva (IAC) 170
16.6 Técnica dos Quantis 172
16.7 Técnica dos Decis (D) 173
16.8 Técnica do Boxplot 175
16.9 Exemplo de cálculo dos índices de anomalia 176
17 Índices de agressividade e erosividade da chuva 177
17.1 O Índice de Fournier (IF) 178
17.2 O Índice de Fournier Modificado (IFM) 178
17.3 Índice de Erosividade Total (IET) 180
17.4 Índice de Erosividade EI_{30} 182
17.5 Exemplo de aplicação dos índices de agressividade e erosividade 186
18 Índices de identificação de mudanças climáticas 188
18.1 Testes para identificação de mudanças climáticas 190
18.1.1 Regressão linear 190
18.1.2 Teste t para médias 190
18.1.3 Teste de Pettitt 191
18.1.4 Teste de Mann-Kendall 192
18.1.5 Teste de Theil-Sen 192
18.2 Exemplo de aplicação 193
Referências 198

Lista de tabelas

Tabela 1. Valores de Kn para cálculo da estatística modificada 30
Tabela 2. Precipitações médias mensais de Capinzal, SC, referentes ao período de 1991 a 2020 32
Tabela 3. Estatísticas descritivas das precipitações mensais de Capinzal (1991-2020) 33
Tabela 4. Período de retorno para obras hidráulicas 39
Tabela 5. Período de retorno em função do risco (R) e vida útil (N) para desvio do rio durante a construção 40
Tabela 6. Período de retorno em função do Risco (R) e vida útil (N) para projeto das estruturas extravasoras 40
Tabela 7. Risco de falha da obra dimensionada com período de retorno T anos durante a vida útil (N) 41
Tabela 8. Expressões utilizadas para o cálculo do período de retorno 42
Tabela 9. Fórmula para estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos 55
Tabela 10. Fórmula para estimativa dos parâmetros pelo Método da Máxima Verossimilhança 57
Tabela 11. Fórmulas para estimativa dos parâmetros pelo Método dos Momentos-L 60
Tabela 12. Média (Y_n) e desvio padrão (S_n) da variável reduzida para diferentes valores do tamanho da amostra (N) 61
Tabela 13. Valores críticos (KS_{crit}) do teste de aderência Kolmogorov-Smirnov para nível de significância $\alpha = 0,05$ para séries de dados de diferentes tamanhos (n) 65
Tabela 14. Valores críticos (AD_{crit}) do teste de aderência de Anderson-Darling para nível de significância $\alpha = 0,05$ 67
Tabela 15. Valores críticos do teste de aderência de Filliben ($R_{crít}$) para distribuições de probabilidade Log-Normal 2 e 3 parâmetros com posição de plotagem determinada por Blom (a = 0,375) e Gumbel e Weibull para o nível de significância de 5% 68

Tabela 16. Valores críticos para o teste de Cramer-von Mises 70
Tabela 17. Exemplo de cálculo do teste de Kolmogorov-Smirnov 71
Tabela 18. Cálculo dos índices de desempenho para avaliação da distribuição Normal 75
Tabela 19. Dias de chuva (P ≥ 0,1 mm) de Capinzal, SC 79
Tabela 20. Dias de chuva (P ≥ 0,1 mm) estimados para Capinzal, SC 80
Tabela 21. Exemplo de distribuição de frequência para determinação da chuva crítica para drenagem do solo de Capinzal, SC 82
Tabela 22. Série de chuvas máximas anuais com duração de um a dez dias de Capinzal, SC 84
Tabela 23. Ajuste dos parâmetros das distribuições de probabilidades para a série de chuvas máximas de Capinzal, SC 85
Tabela 24. Desempenho das distribuições de probabilidade para chuvas máximas com duração de 1 dia de Capinzal, SC 86
Tabela 25. Chuva máxima estimada para Capinzal, SC 87
Tabela 26. Relações entre precipitações de diferentes durações 89
Tabela 27. Intensidade da chuva de Capinzal obtida pela desagregação da chuva diária (mm/h) 93
Tabela 28. Intensidade da chuva de Capinzal obtida pela equação IDF ajustada (mm/h) 94
Tabela 29. Frequências de ocorrências de eventos máximos anuais nos diversos meses de Capinzal 96
Tabela 30. Componentes da estatística circular para chuvas máximas anuais de Capinzal, SC e São Lourenço da Mata, PE 99
Tabela 31. Duração do período seco (P<2,0mm) de Capinzal, SC 101
Tabela 32. Duração máxima anual do período seco estimado para Capinzal, SC 103
Tabela 33. Frequências observadas e matriz de transição para dados de chuva de Capinzal, SC 107
Tabela 34. Valores estimados da duração dos períodos secos e chuvosos para Capinzal, SC 108

Tabela 35. Valores de probabilidade e frequências esperadas com o teste Qui-Quadrado 111
Tabela 36. Valores históricos observados (1), calculados pelo modelo (2), e obtidos de uma série simulada (3) para os meses de janeiro e julho 122
Tabela 37. Parâmetros do Modelo de Pulsos Retangulares de Bartlett-Lewis Modificado ajustado para precipitação horária 123
Tabela 38. Fator Climático Regional em função da precipitação média anual 126
Tabela 39. Relação entre intensidade de chuva e dia paralisado 126
Tabela 40. Dados de chuva e dias parados em obra de Engenharia de Capinzal, SC 128
Tabela 41. Dias parados estimados para Capinzal, SC 129
Tabela 42. Dias parados em função da precipitação calculados pelo método de Mendes e método do DNIT 132
Tabela 43. Exemplo de cálculo do IC para a série de precipitação diária do mês de janeiro de Capinzal, SC 135
Tabela 44. Classificação do índice de concentração (IC) 137
Tabela 45. Classificação do Índice de Concentração da Precipitação (ICP) 141
Tabela 46. Valores de ICP calculados para Capinzal, SC 141
Tabela 47. Valores médios de ICP calculados com as séries de dados (ICP1) e com as médias mensais (ICP2) 142
Tabela 48. Relação entre o mês e o PCP 146
Tabela 49. Classes de concentração da chuva baseada no PCD 147
Tabela 50. Cálculo do PCP e PCD para dados de chuva de Capinzal, SC 148
Tabela 51. Regimes sazonais da precipitação indicados pelo ISP 150
Tabela 52. Classificação da irregularidade da precipitação em função do Índice de irregularidades 153
Tabela 53. Valores médios de índice de irregularidade da precipitação mensal e anual de Capinzal, SC 154
Tabela 54. Valores do Índice de Precipitação Padronizada (IPP) e categorias de seca ou de umidade 157
Tabela 55. Classificação do Índice de Precipitação Padronizada 158

Tabela 56. Classificação do clima segundo IPP adotado pelo Inpe 158
Tabela 57. Frequência de IPP mensal de Capinzal nas diferentes classes 159
Tabela 58. Classificação de acordo com os índices CZi e MCZi 160
Tabela 59. Cálculo dos índices CZi e MCZI para precipitação do ano de 1991 de Capinzal, SC 161
Tabela 60. Classificação da intensidade da seca de acordo com o Z-escore 162
Tabela 61. Classificação da zona climática de acordo com a precipitação 162
Tabela 62. Classificação da seca de acordo com os valores de SPIM 163
Tabela 63. Cálculos dos índices de seca Zindex e SPIM para Capinzal, SC 164
Tabela 64. Classificação da condição de seca baseada no Decil 164
Tabela 65. Valores limites de precipitação mensal para os vários decis 165
Tabela 66. Determinação dos Decis da precipitação mensal de Capinzal 165
Tabela 67. Classificação da severidade da seca de acordo com o Índice de Moreno (IM) 166
Tabela 68. Cálculo do IM para a precipitação trimestral dos anos de 1991 e 1992 de Capinzal, SC 166
Tabela 69. Classificação do padrão pluviométrico 168
Tabela 70. Classificação do Índice de Porcentagem Normal 169
Tabela 71. Classificação do Índice de Porcentagem Normal 170
Tabela 72. Classificação do IPN 170
Tabela 73. Classificação do Índice de Anomalia de Chuva 171
Tabela 74. Índice de Anomalia de chuva – IAC de classificação Pluviométrica 171
Tabela 75. Classificação do Índice de Anomalia de Precipitação 172
Tabela 76. Classificação dos quantis de precipitação 173
Tabela 77. Classificação dos eventos de acordo com os decis 173
Tabela 78. Classificação da seca baseada no decil 174
Tabela 79. Intervalos de classificação 175
Tabela 80. Estatísticas da precipitação mensal de Capinzal, SC 176
Tabela 81. Cálculo dos índices de anomalia de chuva da Capinzal, SC 176
Tabela 82. Valores de referência do Índice de Fournier (IF) 178
Tabela 83. Classificação dos valores de índice Modificado de Fournier (IMF) 179

Tabela 84. Classificação dos valores de Índice de Erosividade Total (IET)..... 181
Tabela 85. Equações para estimativa da erosividade em função do índice de Fournier Modificado para diferentes locais no Brasil..... 183
Tabela 86. Classes de erosividade da chuva média anual e mensal 186
Tabela 87. Valores médios dos índices de agressividade erosividade de chuvas de Capinzal, SC (1991-2020)..... 186
Tabela 88. Índices climáticos de precipitação pluvial, com suas descrições e unidades de medida 189
Tabela 89. Resumo das análises de regressão linear e teste t para as médias dos índices de precipitação de Capinzal, SC..... 193
Tabela 90. Resumo do teste de Pettitt para os índices de precipitação de Capinzal, SC (1976-2022) 195
Tabela 91. Resumo dos testes de Mann-Kendall e Theil-Sen aplicados aos índices de precipitação de Capinzal, SC (1976-2022) 196

Lista de figuras

Figura 1. Ilustração do Boxplot 26
Figura 2. Boxplot das precipitações mensais de Capinzal (1991-2020) 33
Figura 3. Aderência da distribuição Normal e Gama aos dados de chuva mensal de Capinzal, SC 72
Figura 4. Dias de chuva mensais de Capinzal, SC (1991-2020) 78
Figura 5. Dias de chuva anuais de Capinzal, SC (1991-2020) 80
Figura 6. Aderência da distribuição GEV aos dados de chuva máxima anual de Capinzal, SC 87
Figura 7. Chuva máxima com duração de um a dez dias de Capinzal, SC 88
Figura 8. Coeficientes de desagregação da chuva diária em chuva de menor duração 91
Figura 9. Dias de ocorrências de chuvas máximas anuais de Capinzal, SC (A) e São Lourenço da Mata, PE (B) 99
Figura 10. Valores mínimos, médios e máximos mensais da duração máxima do período seco de Capinzal, SC 102
Figura 11. Valores de dias secos consecutivos observados e estimados com a distribuição Geométrica e a distribuição Binomial Negativa Truncada (DBNT) 111
Figura 12. Probabilidades de dias secos e chuvosos consecutivos no mês de janeiro e julho em Capinzal, SC 112
Figura 13. Valores de POO e P11 observados e simulados 114
Figura 14. Precipitação anual observada e série de mil anos simulada com as distribuições Exponencial e Gama 115
Figura 15. Precipitação mensal observada e simulada com as distribuições Exponencial e Gama 116
Figura 16. Representação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado 121
Figura 17. Exemplo de série simulada com 100 anos a partir da série observada de 23 anos 124
Figura 18. Boxplot dos dias parados de Capinzal, SC (1976-2021) 127

Figura 19. Ajuste das distribuições de probabilidades para série anual de dias parados 129
Figura 20. Fator de intensidade de chuva em função da pluviometria registrada no período equivalente a oito horas 131
Figura 21. Fator de intensidade (nd) em função da chuva diária 133
Figura 22. Curva exponencial do número acumulado de dias de chuva (Soma Ni%) versus quantidade acumulada de chuva (Soma PI %) 137
Figura 23. Representação do IC de chuvas de janeiro para Capinzal, SC 139
Figura 24. ICP para diferentes tipos climáticos do Brasil 143
Figura 25. Índice de Concentração de Precipitação (ICP) baseado nas Normais Climatológicas do Brasil 144
Figura 26. PCD para diferentes climas do Brasil 149
Figura 27. Valores anuais de ISP para Capinzal, SC (diamantes) e limites de classes (linhas horizontais) 151
Figura 28. Valores de ISP para diferentes tipos climáticos do Brasil 152
Figura 29. Índice de irregularidade da precipitação mensal de Capinzal, SC 154
Figura 30. IPP mensal de Capinzal, SC 159
Figura 31. Indicie de Fournier e índice de Fournier Modificado para o Brasil 180
Figura 32. Índice de Erosividade Total para o Brasil 181
Figura 33. Série anual de EI30 de Capinzal, SC 187
Figura 34. Estatística do teste de Pettitt para PRCPTOT de Capinzal, SC 195
Figura 35. Tendências nos PRPCPTOT (A) e SDII (B) de Capinzal, SC (1976-2022) 197

1 Introdução

A precipitação pluviométrica é uma das variáveis climáticas com maior variação espacial e temporal, por isso existe um grande esforço de várias instituições no monitoramento da chuva. No Brasil existem milhares de estações pluviométricas distribuídas no território, a maioria delas com a disponibilização gratuita dos dados como, por exemplo, os dados da Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA) e do Instituto Nacional de Meteorologia (Inmet).

No entanto, para transformar estes dados em informações é necessário realizar a análise dessas séries históricas observadas, empregando técnicas estatísticas adequadas e calcular índices específicos de acordo com o objetivo.

Os eventos extremos de chuva afetam várias atividades humanas, como agricultura, abastecimento humano, obras de engenharia. Dessa forma, é necessário caracterizar a ocorrência das chuvas bem como os riscos de eventos de chuvas intensas, períodos de seca ou estiagens. A caracterização da precipitação pode ser feita avaliando sua distribuição sazonal, a concentração da precipitação, verificação de anomalias, avaliação de eventos extremos, verificação de tendências nas séries.

Estudos de eventos extremos requerem emprego de análise estatística com uso de distribuições de probabilidades. O monitoramento e a caracterização da chuva podem ser realizados com o emprego de índices específicos. Neste livro é apresentada uma revisão detalhada de técnicas estatísticas e dos índices utilizados para caracterizar a chuva a partir da série histórica observada.

Para locais em que as séries observadas são curtas ou apresentam falhas nos dados, pode-se usar a modelagem matemática para a geração de séries sintéticas de chuva e, dessa forma, gerar séries longas e sem falhas. Com essas séries sintéticas geradas é possível obter informações da chuva ou fazer a simulação de eventos críticos. Neste livro foi incluída a revisão de modelos matemáticos que permitem simular chuvas diárias ou chuvas horárias.

Os capítulos foram escritos com a revisão bibliográfica dos temas abordados e trazem exemplos que permitem ao leitor realizar os cálculos e exercitar o conteúdo. Nas referências constam vários trabalhos que podem ser consultados para o aprofundamento dos temas abordados.

2 Análises estatísticas aplicadas a dados de precipitação

O emprego das análises estatísticas pode auxiliar na avaliação e compreensão das variações sazonais, temporais ou aleatórias que ocorrem nas séries hidrológicas. As estatísticas descritivas são importantes na caracterização dos dados e para a avaliação preliminar do formato da distribuição dos dados. A análise de frequência de valores extremos é importante na inferência dos dados. Neste capítulo serão apresentadas as principais análises estatísticas aplicadas aos dados de precipitação, com ênfase no ajuste das distribuições de probabilidades e critérios de avaliação da aderência e precisão das estimativas obtidas.

2.1 Estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas consistem em uma série de medidas utilizadas para descrever a tendência central, a dispersão e simetria dos dados. A análise das estatísticas descritivas de uma série de dados hidrológicos é uma etapa importante para avaliar os dados. Esta análise permite identificar possíveis erros nos dados ou presença de valores extremos, como também inferir sobre a distribuição estatística indicada para o conjunto de dados.

2.1.1 Média

A média é a medida de posição ou de tendência central mais comumente usada, embora existam outras medidas como a moda e a mediana. A média aritmética amostral é o calculada por:

$$\overline{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{N} \quad \textbf{(1)}$$

Em que:

x = média aritmética da amostra;

X_i = observação de ordem i na série de dados;

N = número de valores na série de dados.

Observação: A média populacional é normalmente representada pela letra grega μ, e assume-se que a média da amostra é o estimador de média da população, isto é

$$\overline{X} = \mu \quad (2)$$

2.1.2 Mediana

A mediana pode ser definida como o valor que divide a série de dados ordenada em duas partes iguais, de tal forma que metade dos valores é menor que ela e a outra metade é superior a ela. No cálculo da mediana para dados não agrupados o primeiro passo é ordenar estes valores em ordem crescente ou decrescente. O segundo passo é determinar o elemento mediano (**Emd),** que depende se o número de elementos for par ou ímpar.

Se o número de elementos for ímpar, o elemento mediano é dado pela seguinte expressão:

$$Emd = \frac{N+1}{2} \quad (3)$$

Em que:

Emd = elemento mediano;

N = o número total de elementos.

Se o número de elementos for par, o elemento mediano será dado pela média aritmética dos elementos centrais de posição $\frac{N}{2}$ e $\frac{N+2}{2}$.

A mediana representa o valor com frequência de ocorrência de 50% ou também o percentil 50 (P_{50}).

2.1.3 Moda

A moda, também chamada de norma, valor dominante ou ainda valor típico, pode ser definida como o valor ou os valores que ocorrem com maior frequência num conjunto de dados. Portanto, uma série de dados pode apresentar mais de uma moda, sendo chamada **plurimodal**. Quando só se tem uma moda é chamada de **unimodal**, com duas modas é chamada **bimodal** e, caso todos os valores ocorram com a mesma frequência, não existe moda, sendo chamada de **amodal.**

Para identificar a moda de um conjunto de valores ordenados basta verificar o valor que aparece com maior frequência.

2.1.4 Desvio padrão

O desvio padrão é a medida de dispersão mais utilizada. É dado pela raiz quadrada da média dos desvios em relação à média. Quando os valores estão próximos uns dos outros (pequena dispersão), a soma dos quadrados dos desvios é pequena e, desta maneira, o desvio padrão é pequeno.

O desvio padrão de uma população é definido por:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma(X_i - \mu)}{N}} \quad (4)$$

Em que:

σ = desvio padrão da população;

X_i = observação de ordem i na população;

μ = média da população;

N = número total de elementos da população.

Nos casos mais comuns, em que os dados são tirados de uma amostra, o desvio padrão amostral é calculado por:

$$S=\sqrt{\frac{\sum (X_i - \bar{x})^2}{N-1}} \quad (5)$$

Em que:

S = desvio padrão da amostra;

x = média da amostra.

2.1.5 Variância

A variância é dada pelo desvio padrão ao quadrado. Dessa forma, a variância para a população (^{2}) e amostra (S^2) são dadas respetivamente por:

$$\sigma^2=\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\mu)^2}{N} \quad (6)$$

$$S^2=\frac{\sum_{i=1}^{N}(X_i-\bar{x})^2}{N-1} \quad (7)$$

2.1.6 Coeficiente de Variação

Para comparar a variabilidade entre diversos conjuntos de dados que têm médias bem diferentes ou unidades de medidas diferentes, o coeficiente de variação é uma medida mais apropriada, indicando a variação relativa. É obtido dividindo-se desvio padrão pela média da distribuição, isto é:

$$CV\ (\%)=\frac{S}{\bar{X}}100 \quad (8)$$

Em que:

CV = coeficiente de variação (%);

S = desvio padrão;

$\bar{X}$ = média aritmética dos dados.

Como a média e o desvio padrão são dados na mesma unidade, o coeficiente de variação é um número que independe da unidade de medida.

2.1.7 Separatrizes ou Quantis

Separatrizes ou quantis são valores que dividem o intervalo de frequência da população ou amostra em pares iguais. Dessa forma pode-se determinar as separatrizes como:

- Tercil: divide os dados em três partes iguais (33,3% dos dados);
- Quartil: Divide os dados em quatro partes iguais (25%);
- Quintil: Divide os dados em cinco partes (20%);
- Decil: Divide os dados em dez partes (10%);
- Percentil ou Centil: Divide os dados em cem partes (1%).

Os quantis podem ser empregados para avaliar a ocorrência de anomalias de precipitação ou a classificação de anos secos ou chuvosos.

2.1.7.1 Quartil

Dentre as separatrizes destacam-se os Quartis, que são muito usados na análise descritiva e servem de base para a construção do boxplot. Temos assim três Quartis:

1º. Quartil – (Q_1) separa os 25% menores valores dos restantes (75%);

2º. Quartil – (Q_2) separa 50% menores valores dos 50% restantes;

3º. Quartil – (Q_3) separa os 75% menores valores dos 25% maiores.

O cálculo do valor do quartil é realizado de forma semelhante ao cálculo da mediana. A identificação da posição do quartil (elemento quartil) pode ser obtida com a equação:

$$Eq_i = \frac{i(N+1)}{4} \tag{9}$$

Onde:

Eq = elemento do quartil i (i = 1, 2 ou 3);

N = número de dados na série.

A diferença entre os quartis Q_3 e Q_1 é denominada de amplitude interquartílica e também é usada como medida de dispersão, sendo calculada por:

$$d_Q = Q_3 - Q_1 \tag{10}$$

2.1.7.2 Decis

Decis são os valores que dividem a população em dez partes iguais. Dessa forma existem nove decis e o primeiro decil (D_1) separa os 10% dos menores valores em relação aos 90% restantes. A identificação da posição do decil pode ser feita pela fórmula:

$$Ed_i = \frac{i(N+1)}{10} \tag{11}$$

Onde Ed é elemento decil i (i = 1, 2,..., 9).

2.1.8 Boxplot

Também chamado de "caixa-de-bigodes", o boxplot é um diagrama que representa a posição central, a dispersão, a assimetria, bem como dados discrepantes. Para a elaboração do diagrama constrói-se o retângulo, onde são representados os quartis. Do retângulo para cima segue uma linha até o ponto mais remoto que não exceda ao limite superior (LS) dado por $LS = Q_3 + 1{,}5d_Q$. Da mesma forma, da parte inferior do retângulo para baixo segue uma linha até o ponto mais remoto que não seja menor que o limite inferior (LI) dado por $Li = Q_1 - 1{,}5d_Q$. As observações que estiverem acima do limite superior e abaixo do limite inferior serão chamadas de pontos exteriores, ou *outliers*, e representadas por asteriscos (Figura 1). Alguns programas diferenciam a marcação *dos outliers* com símbolos diferentes quando excedem 1,5 ou 3 vezes o d_Q, como ilustrado na Figura 1.

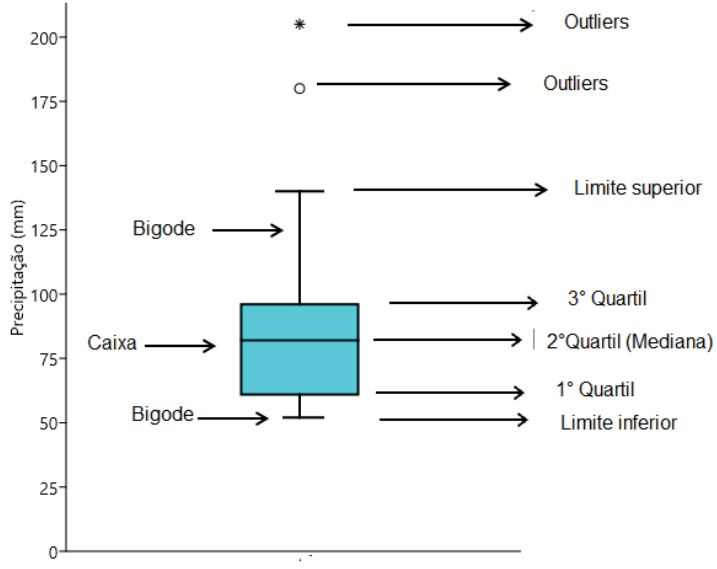


Figura 1. Ilustração do Boxplot
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

A posição central é dada pela mediana (Q_2) e a dispersão é dada pelo intervalo interquartil (d_Q). Os comprimentos das caudas são dados pelas linhas que vão do retângulo aos valores máximos e mínimos ou limite superior ou inferior.

Os valores mínimo e máximo não necessitam de uma equação, pois são os extremos do conjunto de dados, porém os quartis são definidos pela equação 9.

Os valores acima citados são utilizados como intervalos do gráfico boxplot. O boxplot ou diagrama de caixa permite a divisão do conjunto de dados em quatro partes, a partir do cálculo dos quartis (Equação 9), dessa forma, cada uma dessas partes representa 25% do conjunto de dados. Com isso, a caixa do boxplot fica com 50% dos dados que mais se aproximam da mediana, os primeiros 25% maiores e menores que ela. Posteriormente calcula-se o alcance do "bigode" do gráfico com as equações 12 e 13. A partir desta etapa os valores que ultrapassarem os limites superior e inferior são considerados *outliers*, os chamados "pontos fora da curva".

$$LS = Q_3 + 1{,}5(Q_3 - Q_1) \quad (12)$$

$$LI = Q_1 - 1{,}5(Q_3 - Q_1) \quad (13)$$

Na análise dos dados de precipitação a metodologia do boxplot se apresenta como uma importante ferramenta estatística, uma vez que permite a análise de grandes conjuntos de dados. Também tem sido usada para identificar anomalias nos dados de precipitação ou classificar o grau de seca na série histórica de chuvas mensais ou anuais.

2.1.9 Medidas de Assimetria

Toda curva que não for simétrica apresentará um desvio que pode ser negativo ou positivo, conforme o afastamento à esquerda ou à direita da média. Em uma distribuição simétrica, a média, a mediana e a moda coincidem, porém nas distribuições assimétricas a média e a mediana tendem para o mesmo lado onde se tem o maior afastamento.

Para a população a assimetria pode ser calculada por:

$$g = \left[\frac{1}{N}\frac{\sum (X_i - \bar{\mu})^3}{\sigma^3}\right] \quad (14)$$

Em que:

g = coeficiente de assimetria;

X_i = observação de ordem i na série de dados;

μ = média aritmética dos dados;

σ = desvio padrão dos dados.

Para amostras pequenas o coeficiente de assimetria pode ser corrigido por:

$$g = \left[\frac{N}{(N-1)(N-2)}\frac{\sum (X_i - \bar{x})^3}{s^3}\right] \quad (15)$$

Com o coeficiente de assimetria calculado desta forma, pode-se classificar a distribuição dos dados em:

Se g = 0 a curva será simétrica;

Se g > 0 a curva será assimétrica positiva;

Se g < 0 a curva será assimétrica negativa.

Para análise de dados hidrológicos, especialmente para ajuste da distribuição Pearson e Log-Pearson tem sido sugerido (Kite, 1977) o ajuste do coeficiente de assimetria por:

$$g^{*}=g\frac{\sqrt{N(N-1)}}{N-2}\left(1+\frac{8,5}{N}\right) \quad (16)$$

Em que:

g* = coeficiente de assimetria corrigido;

g = coeficiente de assimetria amostral;

N = tamanho da amostra (série de dados).

2.1.10 Medidas de Curtose

A curtose leva em consideração o grau de achatamento da curva, sendo calculada por:

$$Cc=\left[\frac{1}{N}\frac{\Sigma(X_i-\bar{X})^4}{S^4}\right] \quad (17)$$

Em que:

Cc = coeficiente de curtose;

X_i = observação de ordem i na série de dados;

$\bar{X}$ = média aritmética dos dados;

S = desvio padrão dos dados.

De acordo com o coeficiente de curtose as séries podem ser classificadas como:

Leptocúrtica, se Cc < 3;

Mesocúrtica (curva normal), se Cc = 3.

Platicúrtica, se Cc > 3.

2.2 Coeficiente de correlação

O coeficiente de correlação de Pearson (R) é mais apropriadamente utilizado para expressar a correlação entre duas variáveis contínuas e pode ser obtido pela seguinte expressão:

$$R=\frac{\Sigma(X_i-\bar{X})(Y_i-\bar{Y})}{\sqrt{\Sigma(X_i-\bar{X})^2(Y_i-\bar{Y})^2}} \quad (18)$$

Sendo mais facilmente calculado por:

$$R=\frac{N\Sigma XY-\Sigma X\Sigma Y}{\sqrt{\left[N\Sigma X^2-(\Sigma X)^2\right]\left[N\Sigma Y^2-(\Sigma Y)^2\right]}} \quad (19)$$

Em que:

R = coeficiente de correlação de Pearson ($-1 \leq R \leq 1$);

X e Y = as variáveis analisadas;

N = número de pares de dados (X, Y).

2.3 Identificação de *Outliers*

A estatística *outlie*r é uma observação cuja magnitude está acima ou abaixo do resto dos dados. De acordo com Iglewicz (1993), *outliers* são observações que parecem ser inconsistentes com o restante dos dados coletados. Yevjevich (1979) definiu *outliers* como valores extremos que usualmente se afastam dos valores da curva ou função de distribuição de probabilidade.

Na análise de dados climáticos e hidrológicos deve-se verificar a presença de dados considerados *outliers*. A descrição de variáveis meteorológicas, como chuvas intensas, é complexa devido a variações climáticas aleatórias e a erros de amostragem em dados de séries de curtos períodos de observação, como uma pequena amostra pertencente a uma estatística indefinida da população. A presença de *outlier* na série de dados pode afetar todos os estágios da análise de frequência, como as estatísticas descritivas, a identificação da distribuição de probabilidades, a estimativa dos parâmetros e principalmente a estimativa da chuva extrema.

A manutenção ou exclusão de *outliers* de uma amostra pode afetar significativamente a magnitude dos parâmetros estatísticos calculados com essa amostra, especialmente em amostras pequenas. Os procedimentos para o tratamento de valores extremos requerem julgamento hidrológico e matemático (Stedinger; Vogel; Foufoula-Georgiou,1993). Os valores extremos são considerados dados históricos se houver informações suficientes disponíveis para indicar que essas observações externas não são devidas a erros de medição.

Uma forma simplificada de determinar os *outliers* é por meio do boxplot, em que é possível considerar valores superiores ao limite superior (LS) como extremo alto e valores inferiores ao limite inferior (LI) como extremo baixo. Os limites superior e inferior são calculados por:

$$LI = Q_1 - 1{,}5(Q_3 - Q_1) \quad (20)$$

$$LS = Q_3 + 1{,}5(Q_3 - Q_1) \quad (21)$$

Em que:

LI = limite inferior;

LS = limite superior;

Q_1 e Q_3 = respectivamente o primeiro e terceiro quartil.

No estudo de vazão é comum o emprego do método proposto pela *American Water Resources Association* para identificação de dados discrepantes. Neste método, a assimetria dos dados é obtida; se a curtose exceder +0,4, o teste é realizado para valores extremos altos e vice-versa. Se a assimetria estiver entre as duas faixas, são realizados os testes para valores extremos altos e baixos.

O *United States Water Resources Council* (USWRC, 1976) recomenda o uso da estatística modificada de Grubbs e Beck (1972) para identificação de *outliers*. Nesse critério o limite superior (LS) e o limite inferior (LI) dos dados são calculados respectivamente por:

$$LS = X_{ln} + K_N S_{ln} \quad (22)$$

$$LI = X_{ln} - K_N S_{ln} \quad (23)$$

Em que:

X_{ln} = a média dos logaritmos dos dados amostrais;

S_{ln} = o desvio padrão dos logaritmos dos dados amostrais;

K_N = valor tabelado em função do tamanho da série e do nível de significância (Tabela 1).

Para nível de significância de 10% (α = 0,10) e amostras com 10 < N < 150 o valor de K_N pode ser estimado por:

$$K_N = -3{,}62201 + 6{,}28446N^{0{,}25} - 2{,}49835N^{0{,}5} + 0{,}491436N^{0{,}75} - 0{,}037911N \quad (24)$$

Para nível de significância de 5% (α = 0,05) e amostras com 10 < N < 150 o valor de K_N pode ser estimado por:

$$K_N = -5{,}2269 + 8{,}768N^{0{,}25} - 3{,}8063N^{0{,}5} + 0{,}8011N^{0{,}75} - 0{,}0656N \quad (25)$$

Tabela 1. Valores de Kn para cálculo da estatística modificada

N	Nível de significância				
	0,10	0,05	0,025	0,01	0,005
3	1,148	1,153	1,154	1,155	1,155
4	1,425	1,462	1,481	1,492	1,496
5	1,602	1,671	1,715	1,749	1,764
6	1,729	1,822	1,887	1,944	1,973
7	1,828	1,938	2,020	2,097	2,139
8	1,909	2,032	2,127	2,221	2,274
9	1,977	2,110	2,215	2,323	2,387
10	2,036	2,176	2,290	2,410	2,482
11	2,088	2,234	2,355	2,484	2,564
12	2,134	2,285	2,412	2,549	2,636
13	2,176	2,331	2,462	2,607	2,699
14	2,213	2,372	2,507	2,658	2,755
15	2,248	2,409	2,548	2,705	2,806
16	2,279	2,443	2,586	2,747	2,852

N	Nível de significância				
	0,10	0,05	0,025	0,01	0,005
17	2,309	2,475	2,62	2,785	2,894
18	2,336	2,504	2,652	2,821	2,932
19	2,361	2,531	2,681	2,853	2,968
20	2,385	2,557	2,708	2,884	3,001
21	2,408	2,580	2,734	2,912	3,031
22	2,429	2,603	2,758	2,939	3,060
23	2,449	2,624	2,78	2,963	3,087
24	2,468	2,644	2,802	2,987	3,112
25	2,486	2,663	2,822	3,009	3,135
26	2,503	2,681	2,841	3,029	3,158
27	2,520	2,698	2,859	3,049	3,179
28	2,536	2,714	2,876	3,068	3,199
29	2,551	2,730	2,893	3,086	3,218
30	2,565	2,745	2,908	3,103	3,236
31	2,579	2,76	2,924	3,119	3,253
32	2,592	2,773	2,938	3,135	3,270
33	2,605	2,787	2,952	3,150	3,286
34	2,618	2,799	2,965	3,164	3,301
35	2,630	2,812	2,978	3,178	3,316
36	2,641	2,824	2,991	3,191	3,330
37	2,652	2,835	3,003	3,204	3,343
38	2,663	2,846	3,014	3,216	3,356
39	2,674	2,857	3,025	3,228	3,369
40	2,684	2,868	3,036	3,239	3,381
50	2,772	2,957	3,128	3,337	3,482
60	2,841	3,027	3,200	3,411	3,560
70	2,898	3,084	3,258	3,471	3,622
80	2,946	3,132	3,306	3,521	3,673
90	2,987	3,173	3,348	3,563	3,716
100	3,024	3,210	3,384	3,600	3,754
110	3,056	3,242	3,416	3,633	3,787
120	3,086	3,271	3,445	3,662	3,817
130	3,112	3,297	3,471	3,688	3,843
140	3,136	3,321	3,495	3,712	3,867

Fonte: Grubbs e Beck (1972)

2.4 Exemplo de estatísticas descritivas

Na Tabela 2 encontram-se as precipitações médias mensais de Capinzal, SC referentes ao período de 1991 a 2020 e representadas na Tabela 3 e Figura 2, encontram-se as estatísticas descritivas das precipitações mensais a anuais.

Tabela 2. Precipitações médias mensais de Capinzal, SC, referentes ao período de 1991 a 2020

Ano	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Anual
1991	115,1	82,6	59,2	151,9	58,1	244,1	75,6	84,9	78,5	235,2	79,7	198,5	1463,4
1992	163,7	225,3	154,0	62,8	389,0	220,0	217,0	185,1	161,4	103,8	211,9	128,8	2222,8
1993	205,3	142,1	107,9	72,4	150,0	95,8	154,6	33,4	216,6	180,2	113,7	154,6	1626,6
1994	56,1	353,0	93,7	177,4	116,7	174,5	262,4	19,0	146,6	185,8	138,5	232,1	1955,8
1995	168,3	126,8	86,7	116,5	24,0	191,2	74,9	76,1	206,4	237,7	74,4	60,0	1443,0
1996	329,3	161,7	152,9	35,1	26,8	135,1	104,2	168,0	220,2	140,2	161,7	269,0	1904,2
1997	127,7	319,7	71,0	54,4	107,1	208,0	167,9	175,0	157,1	515,0	300,5	225,4	2428,8
1998	164,2	376,7	207,7	327,0	118,2	71,0	151,1	181,7	263,3	174,6	24,0	71,4	2130,9
1999	218,8	106,3	55,0	194,8	96,0	84,4	243,5	29,0	121,4	152,6	70,5	84,9	1457,2
2000	126,3	139,2	71,2	126,3	85,2	73,7	144,6	73,4	294,0	235,5	78,7	178,6	1626,7
2001	181,3	185,2	117,7	150,3	128,5	136,6	153,6	55,1	161,8	184,6	162,9	65,9	1683,5
2002	118,1	43,7	118,4	146,7	144,5	131,1	120,3	171,0	201,4	283,8	227,8	149,2	1856,0
2003	168,1	231,7	99,4	87,4	57,3	94,2	81,0	45,9	44,0	167,3	152,3	358,3	1586,9
2004	114,1	64,6	140,5	110,5	125,7	45,2	185,3	42,6	170,9	234,6	135,3	67,4	1436,7
2005	173,7	31,7	118,0	232,8	214,3	229,5	91,5	159,8	195,6	292,0	82,3	35,4	1856,6
2006	147,7	153,3	147,0	37,7	11,4	88,7	50,8	104,6	131,6	92,7	214,4	207,8	1387,7
2007	246,0	134,5	144,9	174,3	233,2	59,6	258,1	64,7	38,9	75,7	303,5	175,9	1909,3
2008	142,1	51,7	67,3	195,4	49,5	217,3	25,1	78,9	167,5	335,9	134,7	117,3	1582,7
2009	137,4	108,7	63,9	19,1	152,3	56,9	192,4	239,1	570,2	174,9	264,4	248,9	2228,2
2010	350,0	199,2	124,0	255,1	206,4	74,9	151,0	62,0	115,9	195,7	70,6	288,6	2093,4
2011	115,6	236,7	241,0	117,2	116,8	162,5	258,3	267,7	211,3	302,8	84,1	87,5	2201,5
2012	178,3	176,3	51,4	115,7	42,3	125,6	192,1	19,3	80,4	210,6	16,1	160,0	1368,1
2013	93,5	177,5	200,7	91,7	77,6	145,4	86,8	238,8	188,5	185,9	94,3	139,2	1719,9
2014	291,0	155,7	236,9	113,2	236,3	411,3	63,9	85,3	317,1	56,7	125,7	213,4	2306,5
2015	301,1	147,1	83,6	54,0	94,6	178,1	431,8	56,4	396,9	284,8	255,1	249,0	2532,5
2016	85,7	156,7	256,9	95,3	151,4	37,5	87,2	177,7	71,5	189,1	61,9	164,9	1535,8
2017	175,2	135,9	146,1	105,1	395,7	169,1	11,1	106,9	19,1	219,1	152,4	131,8	1767,5
2018	261,2	104,5	215,8	43,3	-	98,4	47,5	95,6	205,3	395,9	170,9	193,9	-
2019	179,3	200,2	171,3	94,5	290,9	22,8	80,9	16,5	54,1	194,8	167,4	97,7	1570,4
2020	127,7	148,5	56,5	78,9	114,6	203,3	153,0	154,0	61,2	29,5	105,9	231,3	1464,4

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 3. Estatísticas descritivas das precipitações mensais de Capinzal (1991-2020)

Período	Média	Desvio Padrão	CV	CA	CC	Valor		Quartis		
						Máximo	Mínimo	Q_3	Q_2	Q_1
	(mm)	(mm)	(%)			(mm)	(mm)	(mm)	(mm)	(mm)
Jan.	175,4	72,5	41,3	0,90	0,33	350,0	56,1	208,7	166,2	124,3
Fev.	162,6	82,6	50,8	0,94	1,13	376,7	31,7	199,5	150,9	108,1
Mar.	128,7	60,6	47,1	0,62	-0,59	256,9	51,4	158,3	118,2	71,2
Abr.	121,2	70,3	58,0	1,05	1,28	327,0	19,1	157,5	111,9	70,0
Mai.	138,4	97,6	70,5	1,26	1,49	395,7	11,4	179,4	116,8	67,9
Jun.	139,5	81,3	58,3	1,22	2,78	411,3	22,8	194,2	133,1	74,6
Jul.	143,9	89,2	61,9	1,16	2,28	431,8	11,1	192,2	147,8	79,6
Ago.	108,9	72,1	66,2	0,61	-0,68	267,7	16,5	172,0	85,1	52,8
Set.	175,6	114,8	65,4	1,52	3,81	570,2	19,1	212,6	164,7	79,9
Out.	208,9	99,6	47,7	0,92	2,13	515,0	29,5	249,2	192,0	163,6
Nov.	141,2	76,5	54,1	0,58	-0,29	303,5	16,1	181,2	135,0	79,5
Dez.	166,2	77,7	46,7	0,34	-0,24	358,3	35,4	226,9	162,5	95,2
Ano	1805,1	338,9	18,8	0,58	-0,80	2532,5	1368,1	2112,2	1719,9	1500,1

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

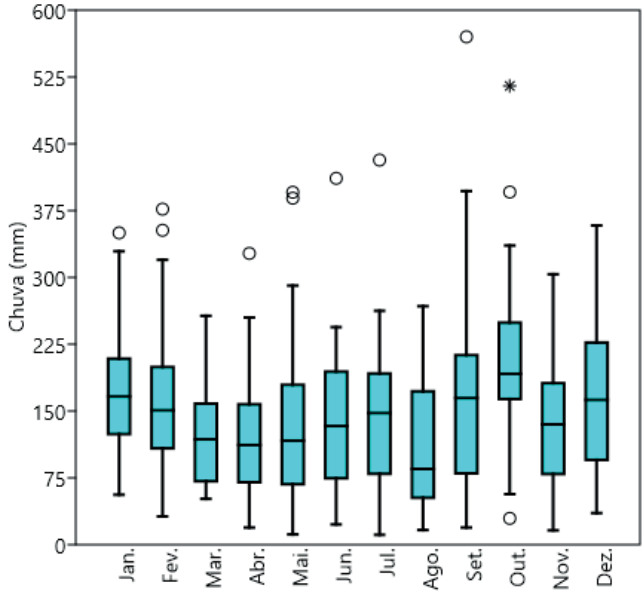


Figura 2. Boxplot das precipitações mensais de Capinzal (1991-2020)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

3 Séries hidrológicas

A análise de frequência de eventos hidrológicos é realizada com objetivo de estimar a probabilidade de ocorrência de determinados valores de chuva. Dependendo do objetivo do estudo, os dados de chuva podem ser os dados diários ou valores acumulados em período de vários dias, como cinco dias (pêntadas), dez dias (decêndios), no mês (mensais) e ainda dados acumulados em vários meses (bimensais, trimensais, semestrais, anuais).

Em drenagem urbana, onde geralmente se envolvem estudos em pequenas bacias ou áreas de contribuição, a duração da chuva de projeto é considerada de curta duração, muitas vezes inferior a duas horas de duração. Como as séries de precipitação medidas em pluviômetros fornecem a chuva com duração diária, é comum realizar a análise da chuva máxima diária e, posteriormente, utilizar um método de desagregação da chuva diária em chuva de menor duração.

Para projetos que envolvem grandes bacias, ou em estudos de drenagem agrícola, muitas vezes é necessário considerar a frequência de chuvas com vários dias de duração, considerada de grande duração (Namitha; Vinothkumar, 2019). Na drenagem agrícola é comum o emprego de chuva com duração de até sete dias (Pizarro, 1978; Beltrán, 1986). Da mesma forma, estudos sobre riscos de deslizamentos podem requerer dados de chuva acumulada em vários dias (Dias; Herrmann, 2002; Valverde; Cardoso; Brambila, 2018).

3.1 Tipos de séries

O primeiro passo no estudo das frequências de chuvas é a obtenção da série de dados a ser analisada. De acordo com a constituição dos dados, as séries hidrológicas podem ser classificadas como:

- **Série total ou série completa**: formada por todos os dados;
- **Série parcial**: formada pela série de dados acima de determinado valor (para eventos máximos) ou menores que determinado valor (para eventos mínimos);
- **Série de máximas anuais**: formada pelos maiores valores de cada ano.

A série total é comumente usada nos estudos de chuva para a caracterização do regime hidrológico ou climático. No entanto, para eventos extremos de chuvas é comum adotar as séries de máximas anuais. A definição pelo tipo da série depende do objetivo do estudo. Chow (1953) ressalta que, para estruturas de proteção contra erosão do solo, que são sensíveis não somente ao pico mas a sucessivos valores,

a análise de séries parciais parece ser mais adequada. Já para projetos em que se considera somente a condição mais crítica, deve-se adotar a série de máxima anual.

O intervalo de recorrência ou período de retorno de uma série anual e parcial tem significados diferentes. Para a série anual o intervalo de recorrência significa o número médio de anos entre a ocorrência de um evento de dada magnitude como a máxima anual, que pode ser calculado por:

$$T = \frac{n}{m} \tag{26}$$

Em que:

T = período de retorno ou intervalo de recorrência (anos);

n = número de anos analisados;

m = número de eventos observados.

Na série parcial o intervalo de recorrência não implica o máximo anual. Chow (1964) destacou que, para fins práticos, o uso da série parcial ou de máximas anuais não difere muito e que ambas podem ser relacionadas pela equação:

$$T_p = \frac{1}{\ln(T_a) - \ln(T_a - 1)} \tag{27}$$

Em que:

T_p = período de retorno da série parcial;

T_a = período de retorno da série anual;

Para valores iguais ou superiores a cinco essa relação se aproxima de:

$$T_a = T_p - 0{,}5 \tag{28}$$

3.2 Definição do ano hidrológico

Na análise de eventos extremos geralmente se utilizam as séries de máximas (ou mínimas) anuais, em que somente o maior (ou menor) valor observado a cada ano é considerado. O uso destas séries supõe que as amostras sejam representativas, constituídas por eventos independentes e que a série seja estacionária. A série é dita estacionária quando não ocorrem modificações nas características da sua população ao longo do tempo. A independência de dois eventos é caracterizada quando a ocorrência de qualquer um deles não afeta o resultado do outro. No caso de vazões extremas deve-se observar com atenção esta condição, uma vez que as vazões máximas e mínimas diárias são dependentes das vazões anteriores. Neste caso deve-se ter especial atenção na definição do ano hidrológico, correspondente ao período de doze meses, começando com o início dos eventos chuvosos e o fim da estação seca. Tucci (2015) recomenda que no estudo de vazões máximas seja escolhida a maior vazão dentro do ano hidrológico e, no caso de vazões mínimas, a seleção da amostra deve ser realizada entre as estações chuvosas.

O Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE, 1976) define o ano hidrológico como "Período contínuo de doze meses durante o qual ocorre um ciclo anual climático completo e que é escolhido por permitir uma comparação mais significativa dos dados meteorológicos". Cicco *et al*. (1985) comentam que o ano hidrológico é melhor caracterizado quando a capacidade de armazenamento de água na bacia hidrográfica é mínima, julgando a partir de um escoamento mensal e de uma vazão diária mínima, os quais podem representar o escoamento de base de uma bacia. Sendo assim, o ano hidrológico é determinado a partir do mês de início da estação chuvosa ao final da estação seca. Moster *et al.* (2001) utilizaram o balanço hídrico de Thornthwaite para determinação do ano hidrológico. Segundo Wicht (1943), para avaliar as flutuações de cheias periódicas através da medição da descarga nos rios, é essencial usar o ano hidrológico como unidade de tempo quando a consequência do tratamento na descarga total está sendo determinada. Em regiões com uma precipitação estacional, o ano hidrológico, começando e terminando logo antes da primeira chuva, deve ser utilizado.

Back, Oliveira e Henn (2010) mostraram que, para análise de chuvas máximas de Santa Catarina, a utilização do ano hidrológico ou ano civil não afeta significativamente as séries de máximas anuais. Os autores mostraram que, para o caso de chuvas máximas, pode-se utilizar qualquer mês como início do ano para determinar as séries de máximas anuais.

3.3 Tratamento de falhas

Nas séries de dados hidrológicos é comum encontrar falhas nos registros de dados. Essas falhas podem ser por motivos diversos como a falta de leitura (observação) dos pluviômetros em alguns dias ou defeitos nos equipamentos (pluviômetros) ou estações automáticas.

Para as médias mensais podem-se utilizar técnicas de preenchimento de falhas. No entanto, para as séries de máximas, que são baseadas em dados diários, geralmente não se faz o preenchimento, ficando a série com falhas nas observações.

As falhas nos registros prejudicam a análise de frequência, especialmente quando forem trabalhos relacionados a eventos extremos, em que se deve determinar a série de máximas ou mínimas anuais. Nestes casos surge a dúvida se se deve excluir o ano com falha da série, uma vez que existe a possibilidade de que esse valor máximo (ou mínimo) esteja entre os dados faltosos. Por outro lado, como em geral as séries de dados medidos são relativamente curtas, a exclusão dos anos com falhas influencia no cálculo da frequência dos eventos e pode prejudicar a análise.

De acordo com Papalexiou e Koutsoyiannis (2013), na análise de séries com falhas, podem-se adotar os seguintes procedimentos:

i) estabelecer critérios para avaliar a validade do valor máximo encontrado;
ii) aceitar somente os valores máximos de anos completos;
iii) aceitar todos os valores.

O critério de aceitar todos os valores somente se justifica se as falhas forem pequenas (alguns dias). O critério de aceitar somente os valores das séries completas pode eliminar muitos anos em que existem valores extremos na série. Desta forma, o procedimento de estabelecer critérios para avaliar a validade dos valores em séries com falhas parece ser o mais adequado.

Um critério que pode ser aplicado é analisar a série de estações próximas e verificar se os eventos extremos naquele ano ocorreram no período em que há falhas nos dados na série que está sendo analisada. Se estes eventos ocorrem em épocas distintas não há necessidade de eliminar o ano da série. Este critério pode ser aplicado para dados de vazão. No entanto, para dados de chuva deve-se aplicar com cuidado, pois mesmo estações próximas podem ter diferenças grandes nos valores de chuva máxima.

Papalexiou e Koutsoyiannis (2013) apresentaram dois critérios para eliminar um ano com falhas da série de máximas anuais, que são:

- anos em que o número de dados faltantes é igual ou superior a 1/3 dos dados (4 meses ou 122 dias);
- anos em que o valor máximo da série com falhas está classificado entre os 40% menores valores da série de máximas.

Para as séries de chuvas mensais (ou anuais) pode-se fazer o preenchimento de falhas utilizando dados de estações próximas. Diferentes métodos foram desenvolvidos para o preenchimento de falhas, como o método baseado na regressão e o método da ponderação regional, que por ser o mais fácil será aqui apresentado (Tucci, 2015).

3.4 Método da ponderação regional

Com este método, o preenchimento dos dados faltantes (falhas) é feito com base em dados de postos pluviométricos vizinhos, com clima semelhante. Para este procedimento deve-se utilizar pelo menos três postos vizinhos e a estimativa do dado faltante é feita com base na equação abaixo:

(29)

Em que:

X_Y = a preci$X_y = \frac{1}{3}\left(\frac{Y_m}{Xm_1}X_1 + \frac{Y_m}{Xm_2}X_2 + \frac{Y_m}{Xm_3}X_3\right)$da;

Y_m = a precipitação média do posto Y;

X_1, X_2, X_3 = as precipitações observadas nos três postos vizinhos;

Xm_1, Xm_2, Xm_3 = as precipitações médias dos postos vizinhos.

No banco de dados de chuva da Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (Hidroweb) existem dados consistidos em que é realizado o preenchimento das falhas nos dados mensais.

4 Análise de frequência

A chuva é uma variável hidrológica que apresenta grande variação temporal, tanto dentro do período anual como entre os anos. Dessa forma, sua previsão deve ser feita com base em fundamentos de probabilidade, a partir do estudo de frequências das séries históricas observadas.

Na engenharia é comum a definição da chuva ser usada no projeto com determinado risco (probabilidade) de ser superada. Para cada tipo de projeto existe um risco aceitável. Dessa forma, deve-se estimar o valor da chuva com determinada frequência (probabilidade) de ocorrência ou risco de ser superada, que podem ser caracterizados pelo período de retorno.

4.1 Conceito de Frequência e Período de Retorno

A frequência (F) de um evento que é observado **m** vezes num período de **n** anos pode ser calculada como sendo a relação entre o número de ocorrências e o número de anos (F = m/n).

Na hidrologia é comum utilizar o termo **Tempo de Recorrência** ou **Período de Retorno (T)** como sendo o intervalo médio em anos em que um determinado evento pode ocorrer ou ser superado, dado pelo inverso da frequência, isto é:

$$T = \frac{1}{F} \tag{30}$$

No caso de chuvas extremas, a chuva com período de retorno T (X_T) pode ser superada uma vez a cada T anos, isso é:

$$P(X_T > x) = \frac{1}{T} \tag{31}$$

Desta forma, se determinada obra for dimensionada para a vazão gerada pela chuva de projeto X_T, correspondente a um período de retorno T anos, então, para cada ano de funcionamento do sistema, a probabilidade de ocorrer falha (Vazão de projeto a ser superada) é igual a 1/T.

A probabilidade acumulativa da chuva não exceder X_T é dada por:

$$P(X_T \leq x) = 1 - \frac{1}{T} \quad (32)$$

Assim, para eventos máximos o período de retorno pode ser calculado por:

$$T = \frac{1}{1 - P[X_T \leq x])} \quad (33)$$

Segundo DNIT (2005), a escolha do período de retorno para o projeto de uma obra de engenharia depende da sua importância, o que resulta na adoção de um valor para o qual o risco de superação seja adequado à segurança na rodovia, no que se inclui a necessidade eventual da sua reconstrução. Quanto maior o período de retorno, maior será o valor da chuva e maior será a vazão de projeto, portanto maior o custo da obra, porém menor será o risco de danos. Dessa forma, a definição do período de retorno envolve uma análise de custos e benefícios. Como é difícil estimar os benefícios com a segurança da obra, existem valores de período de retorno indicados para diferentes tipos de obras hidráulicas (Tabela 4) que podem ser usados como referências nos projetos.

Tabela 4. Período de retorno para obras hidráulicas

Tipo de estrutura	T	Fonte:
Bueiros	10-20	DNIT (2005)
Pontes	50-100	DNIT (2005)
Bueiros de rodovias com pouco tráfego	5-10	Chow, Maidment e Mays (1988)
Bueiros de rodovias com médio tráfego	10-25	Chow, Maidment e Mays (1988)
Bueiros de rodovias com tráfego intenso	50-100	Chow, Maidment e Mays (1988)
Pontes em rodovias de sistemas secundários	10-50	Chow, Maidment e Mays (1988)
Pontes em rodovias de sistema principal	50-100	Chow, Maidment e Mays (1988)
Drenagem rural - bueiros	5-50	Chow, Maidment e Mays (1988)
Drenagem rural - canais	5-50	Chow, Maidment e Mays (1988)
Drenagem urbana, galerias pluviais de pequenas cidades	2-25	Chow, Maidment e Mays (1988)
Drenagem urbana, galerias pluviais de grandes cidades	25-50	Chow, Maidment e Mays (1988)
Diques em área rural	2-50	Chow, Maidment e Mays (1988)
Diques em área urbana	50-200	Chow, Maidment e Mays (1988)
Obras de microdrenagem	2-10	São Paulo (2012)
Obras de macrodrenagem	25-50	São Paulo (2012)
Obras de drenagem em regiões de prejuízos de alta magnitude	100	São Paulo (2012)
Obras de drenagem em área de interesse estratégico como hospitais, bombeiros, centro de controle de emergência	500	São Paulo (2012)

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Nas Tabela 5 e Tabela 6 constam os valores de período de retorno e risco para diferentes obras relacionadas a hidrelétricas.

Tabela 5. Período de retorno em função do risco (R) e vida útil (N) para desvio do rio durante a construção

T (anos)	N (anos)	R (%)	Caso
10	1	10	Geral
20	2	10	Geral
25	1	4	Perigo de danos sérios a jusante
50	2	4	Perigo de danos sérios a jusante

Fonte: Eletrobras (2000)

Tabela 6. Período de retorno em função do Risco (R) e vida útil (N) para projeto das estruturas extravasoras

T (anos)	N (anos)	R (%)	Caso
500	50	9,5	Geral
1.000	50	4,9	Perigo de sérios danos materiais a jusante
10.000	50	0,5	Perigo de danos humanos a jusante.

Fonte: Eletrobras (2000)

A probabilidade de um evento com período de retorno de T anos ocorrer pelo menos uma vez em N anos é conhecida como risco natural ou risco hidrológico. Na Tabela 7 constam valores de risco para diferentes períodos de retorno e vida útil, que podem ser calculados como:

$$R=1-\left(1-\frac{1}{T}\right)^{N} \tag{34}$$

Em que:

R = risco de o evento ser superado uma vez em N anos ($0 < R < 1$);

T = período de retorno (anos);

N = vida útil ou expectativa de duração da estrutura projetada (anos).

Tabela 7. Risco de falha da obra dimensionada com período de retorno T anos durante a vida útil (N)

T (anos)	N - Vida útil da obra (anos)							
	2	5	10	20	25	50	100	200
2	0,7500	0,9688	0,9990	1,0000*	1,0000*	1,0000*	1,0000*	1,0000*
5	0,3600	0,6723	0,8926	0,9885	0,9962	1,0000*	1,0000*	1,0000
10	0,1900	0,4095	0,6513	0,8784	0,9282	0,9948	1,0000*	1,0000*
15	0,1289	0,2918	0,4984	0,7484	0,8218	0,9682	0,9990	1,0000*
20	0,0975	0,2262	0,4013	0,6415	0,7226	0,9231	0,9941	1,0000*
25	0,0784	0,1846	0,3352	0,5580	0,6396	0,8701	0,9831	0,9997
50	0,0396	0,0961	0,1829	0,3324	0,3965	0,6358	0,8674	0,9824
100	0,0199	0,0490	0,0956	0,1821	0,2222	0,3950	0,6340	0,8660
200	0,0100	0,0248	0,0489	0,0954	0,1178	0,2217	0,3942	0,6330
500	0,0040	0,0100	0,0198	0,0392	0,0488	0,0953	0,1814	0,3299
1000	0,0020	0,0050	0,0100	0,0198	0,0247	0,0488	0,0952	0,1814
10000	0,0002	0,0005	0,0010	0,0020	0,0025	0,0050	0,0100	0,0198

*Valores muito próximos de 1,0
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Fixando-se o risco aceitável do evento extremo ser superado durante a vida útil da obra, pode-se definir o período de retorno a ser adotado no projeto pela equação:

$$T = \frac{1}{1-(1-J)^{1/N}} \quad (35)$$

Em que:

T = período de retorno adotado no projeto (anos);

J = risco do evento ser superado durante a vida útil ($0 < J < 1$);

N = vida útil (anos).

A análise de frequência de dados de chuva pode ser feita de modo empírico ou ajustando-se uma distribuição de probabilidades à frequência observada.

4.2 Frequência empírica

A frequência (F) de um evento que é observado **m** vezes num período de **n** anos pode ser calculada pelo método conhecido como Califórnia (1923), sendo:

$$F = \frac{m}{n} \quad (36)$$

Este método apresenta alguns inconvenientes, como atribuir frequência 1,0 para o menor evento. Diversas fórmulas foram propostas para a determinação mais adequada da frequência de eventos (Tabela 8). Cunnane (1978) fez um estudo no qual observou que as principais fórmulas apresentadas até o presente momento de sua análise se enquadravam em uma estrutura geral dada por:

$$F = \frac{i-a}{N+1-2a} \quad (37)$$

As fórmulas de Califórnia e Weibull são as mais usadas para dados assumindo a distribuição normal. A fórmula de Cunnane é tida como fórmula de compromisso com bons resultados para a maioria das distribuições estatísticas utilizadas na hidrologia, principalmente para distribuições de valores extremos. A equação de Blom (1958) é indicada para distribuição normal. Gringorten (1963) apresentou a equação para a distribuição de Gumbel.

Tabela 8. Expressões utilizadas para o cálculo do período de retorno

Autor	F - Frequência	T - Período de Retorno	a
Califórnia (1923)	$F = \frac{m}{N}$	$T = \frac{N}{m}$	-
Hazen (1923)	$F = \frac{m - 0,5}{N}$	$T = \frac{N}{m - 0,5}$	0,5
Weibull (1939)	$F = \frac{m}{N + 1}$	$T = \frac{N + 1}{m}$	0,0
Beard (1943)	$F = \frac{m - 0,31}{N + 0,38}$	$T = \frac{N + 0,38}{m - 0,31}$	0,31
Chegodayev (1955)	$F = \frac{m - 0,3}{N + 0,4}$	$T = \frac{N + 0,4}{m - 0,3}$	0,30
Blom (1958)	$F = \frac{m - 0,375}{N + 0,25}$	$T = \frac{N + 0,25}{m - 0,375}$	0,375
Tukey (1962)	$F = \frac{3m - 1}{3N + 1}$	$T = \frac{3N + 1}{3m - 1}$	-
Gringorten (1963)	$F = \frac{m - 0,44}{N + 0,12}$	$T = \frac{N + 0,12}{m - 0,44}$	0,44
Cunnane (1978)	$F = \frac{m - 0,4}{N + 0,2}$	$T = \frac{N + 0,2}{m - 0,4}$	0,40

Onde: n é o número total de dados na série; m é o número de ordem dos dados arranjados em ordem crescente sendo m = 1 para o maior valor e m = n para o menor valor.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

A frequência empírica é mais utilizada para eventos com maior frequência (como, por exemplo, 5 vezes ao ano. Para eventos mais extremos (menos frequentes) normalmente se emprega a análise baseada em distribuições de probabilidade.

4.3 Distribuições de probabilidade para variáveis contínuas

Existem diversas distribuições de probabilidade que podem ser usadas para estimativas de chuvas. Embora estudos apontem algumas distribuições possíveis de serem usadas, não é possível assumir uma distribuição de probabilidade como ideal para descrever a frequência de chuvas extremas. O procedimento mais indicado é avaliar dentre um conjunto de possíveis modelos teóricos de probabilidade quais são os mais indicados para a série observada. Entre as distribuições mais usadas para eventos máximos, destacam-se:

- Distribuição Log-Normal com 2 parâmetros;
- Distribuição Log-Normal com 3 parâmetros;
- Distribuição Pearson Tipo III;
- Distribuição Log-Pearson Tipo III;
- Distribuição de Eventos Extremos do tipo I ou distribuição de Gumbel;
- Distribuição de Eventos Extremos do tipo II ou Distribuição Fréchet;
- Distribuição de Eventos Extremos do tipo III ou distribuição Weibull;
- Distribuição Generalizada de Eventos Extremos (GEV).

Para chuvas média anual ou mensal podem-se indicar as distribuições:

- Distribuição Normal;
- Distribuição Log-Normal com 2 parâmetros;
- Distribuição Gama;
- Distribuição Exponencial Geometria Estendida (EGE).

Para chuvas em intervalos mensais, ou decendiais ou pêntadas geralmente indicam-se as distribuições:

- Distribuição Gama;
- Distribuição Gama Incompleta;

Para simular a ocorrência de chuvas podem-se indicar as distribuições:

- Distribuição Gama;
- Distribuição Exponencial;
- Distribuição Log-Pearson Tipo III.

As distribuições teóricas de probabilidade para as variáveis contínuas, como a chuva, descrevem as probabilidades dos possíveis valores de uma variável aleatória contínua. As probabilidades de variáveis aleatórias contínuas (X) são definidas como a área sob a curva da sua distribuição e a função de densidade de probabilidade (fdp) é

uma equação que representa a distribuição de probabilidade de uma variável aleatória contínua.

A função distribuição acumulada (F(x)) calcula a probabilidade acumulada para um determinado valor de x, isto é, a probabilidade de que uma observação aleatória que é extraída da população seja menor ou igual a um determinado x, isto é:

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^{x} f(x)dx \quad (38)$$

4.3.1 Distribuição Normal

A distribuição Normal tem várias aplicações na climatologia e hidrologia, especialmente para séries com coeficiente de assimetria próximo a zero (g ≈ 0), como chuva total anual.

A função densidade de probabilidades é dada por

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (39)$$

Em que: μ é o parâmetro de posição e σ é o parâmetro de escala.

Os quantis podem ser estimados por:

$$x_T = \mu + Z\sigma \quad (40)$$

Em que: Z é valor z da distribuição normal padrão.

4.3.2 Distribuição Log-Normal com dois parâmetros

A distribuição Log-Normal tem função densidade de probabilidades dada por

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_y\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-(\ln(x)-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}} \quad (41)$$

Em que: μ_y e σ_y são respectivamente os parâmetros de escala e forma da distribuição.

Os quantis podem ser estimados por:

$$X_T = \exp(\mu_y + Z\sigma_y) \quad (42)$$

A distribuição Log-Normal tem assimetria positiva, como a maioria das séries hidrológicas e por isso é muito usada para modelar chuvas mensais, vazões mensais ou anuais. Para série de máximas anuais também tem mostrado bons resultados.

4.3.3 Distribuição Log-Normal com três parâmetros

A distribuição Log-Normal com três parâmetros (LN3) tem função densidade de probabilidades dada por:

$$f(x) = \frac{1}{(x-\beta)\sigma_y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[\ln(x-\beta)-\mu y]^2}{2\sigma^2 y}} \quad (43)$$

Em que: $\mu_{y,}$ σ_y e β são respectivamente os parâmetros de escala, forma e posição da distribuição. Sendo β um limite inferior para os dados da variável analisada.

Os quantis podem ser estimados por:

$$X_T = \exp(\mu_y + Z\sigma_y) + \beta \quad (44)$$

4.3.4 Distribuição Gama

A distribuição Gama tem como função densidade de probabilidades dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha^\beta \Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-x/\alpha} \quad (45)$$

Em que: β e α são os parâmetros de escala e forma da distribuição, e Γ é a função gama.

Para estimativa dos valores pode-se usar a expressão

$$X_T = \mu + K\sigma \quad (46)$$

Em que: K é o fator de frequência para a distribuição gama. Kite (1977) descreve os métodos de estimativa do fator de frequência em função do coeficiente de assimetria da amostra e da probabilidade.

A distribuição Gama, assim como a distribuição Log-Normal, também possui coeficiente de assimetria positivo e o parâmetro que permite variar a forma da função densidade. Segundo Tucci (2015), a distribuição Gama tem ampla aplicação nos estudos em hidrologia, com destaque para chuvas mensais ou períodos menores como decêndios e pêntadas (Assis, 1993). A distribuição Gama também é usada no cálculo do Índice de Precipitação Padronizada (IPP) ou *Standard Precipitation Index (SPI)*.

4.3.5 Distribuição Gama Incompleta

Como a distribuição gama não admite valores nulos pode-se utilizar o modelo misto obtendo como função acumulativa de probabilidade:

$$F(x) = P_0 + (1-P_0)G(x) \quad (47)$$

Em que: $P_{(0)}$ é a probabilidade de ocorrência de valores nulos (zeros) e G(x) é a distribuição teórica, onde os parâmetros são estimados na ausência de zeros.

Já que a função gama é indefinida para x = 0 e a distribuição de precipitação pode possuir zeros, a probabilidade cumulativa tornar-se-á a Eq. 48 e 49:

$$H(x) = q + (1 - q)\big(G(x)\big) \tag{48}$$

$$q = \frac{m}{n} \tag{49}$$

Sendo:

q = probabilidade de ocorrência de precipitação zero;

m = número de observações com chuva igual a zero;

n = número de observações com chuva maior do que zero.

$H(x)$ será então transformada em uma variável normal (valor final do IPP) por meio das equações 50 e 51 desenvolvidas por Abramowitz e Stegun (1965).

$$IPP = -\left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3}\right) \quad \text{para } 0 < H(x) \leq 0{,}5 \tag{50}$$

$$IPP = +\left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3}\right) \quad \text{para } 0{,}5 < H(x) \leq 1 \tag{51}$$

Em que: t é definido pelas equações 52 e 53:

$$t = \sqrt{ln\left[\frac{1}{(H(x))^2}\right]} \quad \text{para } 0 < H(x) \leq 0{,}5 \tag{52}$$

$$t = \sqrt{ln\left[\frac{1}{1-(H(x))^2}\right]} \quad \text{para } 0{,}5 < H(x) \leq 1 \tag{53}$$

Sendo os coeficientes c_0 = 2,515517; c_1 = 0,802853; c_2 = 0,010328 e d_1 = 1,432788; d_2= 0,189269, d_3= 0,001308.

Em períodos reduzidos (5 dias, por exemplo) frequentemente não há ocorrência de chuva, ou seja, a precipitação é igual a zero. No entanto o valor zero não pode ser utilizado na estimativa dos parâmetros α e β da distribuição Gama através do método da Máxima Verossimilhança. Abandonar esta informação e trabalhar somente com os valores não nulos ocasiona uma superestimativa da precipitação para um determinado nível de probabilidade. Para solucionar esta questão, Thom (1951) introduziu o conceito de distribuição Mista para a precipitação pluvial e para outras variáveis climatológicas.

4.3.6 Distribuição Exponencial Geométrica Estendida

A distribuição Exponencial Geométrica Estendida é uma alternativa às distribuições Gama e Weibull (Kitidamrongsuk, 2010) que tem sido usada em vários campos de pesquisa como biologia, saúde e demografia, confiabilidade de produtos e na hidrologia, incluindo a análise de frequência de chuvas (Ramos; Moala, 2014).

Adamidis e Loukas (1998) propuseram a distribuição exponencial geométrica com dois parâmetros, aplicada para riscos decrescentes. Adamidis, Dimitrakopoulou e Loukas (2005) exploraram uma extensão da distribuição exponencial geométrica, denominando-a de distribuição exponencial geométrica estendida, que pode ser aplicada tanto para risco crescente como decrescente.

A distribuição Exponencial Geométrica Estendida tem a função densidade de probabilidade dada por:

$$f(x|\gamma,\lambda) = \frac{\lambda\gamma e^{-\lambda x}}{\left(1-(1-\gamma)e^{-\lambda x}\right)^2} \quad (54)$$

Em que: γ e λ são os parâmetros da distribuição para todos X >0, γ > 0 e λ>0.

A distribuição acumulada da EGE é dada por:

$$F(x;\lambda,\gamma) = \frac{1-e^{-\lambda x}}{1-(1-\gamma)e^{-\lambda x}} \quad (55)$$

Um método simples para gerar valores de uma variável EGE é considerando uma variável aleatória uniforme U com distribuição uniforme no intervalo 0 e 1, e dessa forma pode-se estimar o valor como:

$$X = \frac{1}{\lambda}\ln\left(\frac{1-(1-\gamma)U}{1-U}\right) \quad (56)$$

4.3.7 Distribuição Pearson tipo III

O estatístico inglês Karl Pearson (1857-1936) desenvolveu um sistema de curvas de probabilidades que definia oito grandes famílias de distribuições de probabilidades. A Gama e a Beta são exemplos. Essas famílias são comumente referidas na literatura estatística como Pearson tipo I, tipo II, e assim por diante, até a Pearson tipo VIII. De todo esse sistema de funções, as distribuições pertencentes à família Gama, ou distribuições Pearson tipo III estão entre as que encontraram um maior número de aplicações na análise de frequências de variáveis hidrológicas, com destaque para as vazões e precipitações máximas anuais.

A distribuição Pearson tipo III tem como função densidade de probabilidades:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)}\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)} \quad (57)$$

Em que: γ, α e β são os parâmetros de posição, escala e forma da distribuição, e Γ é a função gama.

A função de probabilidades acumuladas da distribuição Pearson tipo III é expressa por:

$$F(x) = \frac{1}{\alpha x\Gamma(\beta)}\int_{\gamma}^{\infty}\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)}dx \quad (58)$$

Estimativa do valor esperado de X dada a probabilidade P:

$$X_T = \mu + K\sigma \quad (59)$$

Em que: K é o fator de frequência.

Kite (1977) descreve os métodos de estimativa do fator de frequência em função do coeficiente de assimetria da amostra e da probabilidade.

A distribuição Pearson tipo III, da mesma forma que a distribuição Log-Normal de três parâmetros, apresenta um parâmetro de posição que pode ser interpretado como um limite inferior. Quando γ = 0, a distribuição de Pearson tipo III se transforma na distribuição gama.

Uma das características dessa distribuição é que o parâmetro α é função do coeficiente de assimetria e da variância da população, sendo assim, pode-se inferir que o parâmetro α e o coeficiente de assimetria (γ) possuem sempre o mesmo sinal. Quando a distribuição possui uma assimetria positiva (γ >0), α também é positivo e o parâmetro de posição representa um limite inferior.

4.3.8 Distribuição Log-Pearson tipo III

Se os logaritmos de variável x (ln x) são distribuídos segundo a distribuição Pearson tipo III, a variável x deverá se distribuir como a Log-Pearson tipo III. A distribuição Log-Pearson tipo III tem como função densidade de probabilidades:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha X \Gamma(\beta)} \left\{\frac{\ln(X)-\gamma}{\alpha}\right\}^{\beta-1} e^{-\left\{\frac{\ln(X)-\gamma}{\alpha}\right\}} \quad (60)$$

osição, escala e forma da distribuição, Γ é a função gama. A função de probabilidades acumulada é dada por:

$$F(X) = e^{-e^{-\alpha(X-\beta)}} \quad (61)$$

Os quantis da distribuição são estimados por:

$$X = \exp(\mu_y + K\sigma_y) \quad (62)$$

Em que: K é o fator de frequência.

Kite (1977) descreve os métodos de estimativa do fator de frequência em função do coeficiente de assimetria da amostra e da probabilidade.

Existem duas maneiras para estimar os parâmetros de distribuição Log-Pearson tipo III. Uma maneira é ajustar os parâmetros de distribuição dos dados e a segunda maneira é ajustar a distribuição Pearson tipo III aos logaritmos dos eventos.

4.3.9 Distribuição de Extremo tipo I ou Distribuição de Gumbel

Fisher e Tippet (1928) desenvolveram a teoria dos valores extremos, que é baseada no estudo da distribuição limite das estatísticas do máximo normalizado (ou do mínimo) de variáveis aleatórias independentes, que gera a chamada "distribuição de valor extremo". Uma distribuição de valor extremo pode ser tipo I, II ou III, que se denominam respectivamente distribuição Gumbel, Fréchet e Weibull. Jenkinson (1955) mostrou que essas três distribuições podem ser escritas em uma única, denominada de distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV). As distribuições de probabilidades de valores extremos máximos são frequentemente classificadas segundo esses tipos de distribuição acumuladas:

A distribuição de extremos tipo I, também conhecida como distribuição de Gumbel ou Fisher-Tippet do tipo I, tem a função densidade de probabilidade dada por:

$$f(x) = \alpha\ e^{\{-\alpha\ (X-\beta)-e^{-\alpha(X-\beta)}\}} \tag{63}$$

Em que: β e α são os parâmetros de posição, escala. A função cumulativa de probabilidade é:

$$F(x) = e^{-e^{-\alpha(X-\beta)}} \tag{64}$$

Para estimativa dos valores adota-se a equação:

$$X_T = \beta + \alpha\{-ln(-ln(1-1/T))\} \tag{65}$$

A distribuição de Gumbel tem sido muito usada para eventos de chuvas máximas e vazões máximas (Back; Wildner; Garcez, 2019).

4.3.10 Distribuição de Extremo tipo II ou Distribuição Fréchet

A função densidade de probabilidades da distribuição Fréchet é dada por:

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha+1} exp\left(-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right) \tag{66}$$

Em que: β e α são respectivamente os parâmetros de posição, escala da distribuição e x a variável que pode assumir qualquer valor no intervalo 0 x < h.

A função acumulativa é dada por:

$$F(x) = exp\left[-\left(\frac{\beta}{x}\right)^{\alpha}\right] \tag{67}$$

Os valores de X podem ser obtidos por:

$$X = \beta/[-\ln(F)]^{1/\alpha} \tag{68}$$

4.3.11 Distribuição de Extremos tipo III ou Weibull com dois parâmetros

A distribuição de Weibull pertence à mesma família que a distribuição de Gumbel e é conhecida também como distribuição de extremos tipo III. A função densidade de probabilidades da distribuição Weibull é dada por:

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{\left(-\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}} \quad (69)$$

Em que: β e α são respectivamente os parâmetros de posição e escala.

A função cumulativa de probabilidade é dada por:

$$F(X) = 1 - e^{-\frac{x}{\beta}\alpha} \quad (70)$$

Para estimar o valor com determinado nível de probabilidade:

$$X = -\{\ln(1 - P[X \leq x]\}^{1/\alpha}\beta \quad (71)$$

Segundo Naghettini e Pinto (2007), se o limite inferior de *X* é positivo e diferente de zero, a distribuição torna-se a Weibull de três parâmetros pela inclusão do terceiro parâmetro ξ.

4.3.12 Distribuição Weibull com três parâmetros

A função densidade de probabilidade é:

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta-\gamma}\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha-1} e^{\left(-\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}} \quad (72)$$

A função cumulativa de probabilidade é dada por:

$$F(x) = e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\beta-\gamma}\right)^{\alpha}} \quad (73)$$

A variável X pode ser estimada por:

$$X = \mu + K\sigma \quad (74)$$

Em que: K depende somente do período de retorno e do coeficiente de assimetria γ_1, dado por.

$$K_T = \frac{[\ln(T)]^{1/\alpha} - \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}+1\right)}{\sqrt{\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}+1\right) - \Gamma^2\left(\frac{1}{\alpha}+1\right)}} \quad (75)$$

4.3.13 Distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV)

A distribuição Generalizada de Valores Extremos (*Generalizes Extreme Value*) ou distribuição GEV foi introduzida por Jenkinson (1955) e incorpora as três

formas assintóticas de valores extremos máximos em uma única expressão. A função densidade de probabilidades da distribuição GEV é dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha}\left[1 + k\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right]^{-\left(\frac{1+k}{k}\right)} exp\left\{-\left[1 + k\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right]^{-\left(\frac{1}{k}\right)}\right\} \quad (76)$$

Em que: β e α e κ são respectivamente os parâmetros de posição, escala e forma da distribuicão.

$$F(x) = exp\left\{-\left[1 + k\left(\frac{x-\beta}{\alpha}\right)\right]^{\left(-\frac{1}{k}\right)}\right\} \quad (77)$$

Os quantis da distribuição GEV são dados por:

$$X_{(F)} = \beta + \frac{\alpha}{k}[1 - (-\ln(F)^k] \quad (78)$$

A distribuição GEV tem sido mais recentemente indicada e amplamente utilizada para análises de frequência de chuva devido à sua capacidade de incluir todos os três tipos de valores extremos assintóticos (Gumbel, Fréchet e Weibull). O valor do sinal do parâmetro κ determina a forma assintótica de valores extremos máximos, ou seja, se κ <0 a GEV representa a distribuição tipo II, definida apenas para X > (β+α)/κ. Se κ > 0 a GEV representa a distribuição tipo III, definida apenas para X < (β+α)/κ. Se κ = 0 a GEV corresponde à distribuição ou de Gumbel com os parâmetros de escala α e posição .

4.3.14 Distribuição Exponencial

A distribuição exponencial é um caso especial da família das distribuições Gama e tem como função densidade de probabilidade:

$$f(x) = \alpha e^{-\alpha x} \quad (79)$$

Onde α é o parâmetro da distribuição para x ≥ 0

A função cumulativa de probabilidade é dada por:

$$F(x) = \int_0^x \alpha\, e^{-\alpha x} = 1 - e^{\alpha x} \quad (80)$$

O cálculo do valor esperado de X e dado por:

$$X = \frac{-\ln(1-(P[X \leq x])}{\alpha} \quad (81)$$

4.4 Distribuições de probabilidade para variáveis discretas

4.4.1 Distribuição Geométrica

A distribuição Geométrica pertence ao grupo de distribuições relacionadas com o experimento de Bernoulli, é ligada ao número de provas ou tentativas necessárias para a ocorrência do primeiro sucesso. A distribuição Geométrica especifica probabilidades para o número de tentativas que serão necessárias para observar o próximo sucesso. A seguinte função de probabilidade define a distribuição Geométrica:

$$P[X = r] = \rho(1-\rho)^{r-1} \tag{82}$$

Com $0 < \rho < 1$, r valores inteiros positivos ($r \geq 1$).

A estimativa do parâmetro pelo método da máxima verossimilhança é dada por:

$$\rho = \frac{1}{\bar{x}} \tag{83}$$

Em que: $\bar{x}$ é a média observada.

A média e a variância são dadas por:

$$E[x] = 1/\rho \tag{84}$$

$$Var[X] = \frac{1-\rho}{\rho^2} \tag{85}$$

A distribuição Geométrica tem sido muito usada na hidrologia e climatologia para o cálculo da probabilidade de ocorrências de dias consecutivos secos ou chuvosos. Também o risco de eventos anuais é calculado com a distribuição Geométrica.

4.4.2 Distribuição Binomial Negativa

A distribuição Binomial Negativa (ou Distribuição Pascal) é uma generalização natural da distribuição geométrica. Seja X a variável aleatória dada pela ocorrência do r-ésimo sucesso, dizemos que X segue a distribuição Binomial Negativa com parâmetros r e p. A função probabilidade de X é dada por:

$$P[X = k] = C_{r-1}^{k-1} p^r (1-p)^{k-r} \tag{86}$$

Para k = r, r+1....

$$E[x] = \frac{r}{p} \tag{87}$$

$$VAR[X] = \frac{r(1-p)}{p^2} \tag{88}$$

Também pode-se representar a distribuição Binomial Negativa por:

$$p[x = r] = \frac{\Gamma(k+r)}{r!\Gamma(k)} p^k (1-p)^r \quad (89)$$

4.4.3 Distribuição Binomial Negativa Truncada

As probabilidades correspondentes à distribuição Binomial Negativa Truncada (sem classe 0) pode ser obtida por:

$$P(x) = \frac{W^k}{1-W^k} \frac{(K+x-1)!}{(K-1)!x!} (1-W)^x; \quad (90)$$

Para x = 1, 2, 3,...

4.4.4 Distribuição Poisson

A distribuição Poisson tem aplicação na previsão de ocorrência de fenômenos naturais como enchentes, terremotos, e também de outras variáveis aleatórias como número de acidentes nas estradas, chegada de ligações telefônicas, emissão de partículas radioativas. Na indústria pode ser utilizada na previsão de peças defeituosas num lote ou do número de falhas por uma área.

As principais propriedades da distribuição Poisson são:

- O número de sucessos ocorrendo em um intervalo de tempo ou em uma região específica é independente do que ocorre em qualquer outro intervalo de tempo ou região específica;
- A probabilidade de um único sucesso ocorrer durante o tempo muito curto ou em uma região pequena é diretamente proporcional ao comprimento desse intervalo ou ao tamanho da região e não depende do número de sucessos ocorrendo fora desse intervalo de tempo ou região específica;
- A probabilidade de termos mais de um sucesso em um intervalo de tempo ou uma região pequena é desprezível.

A probabilidade de ocorrer r sucessos num intervalo t é dada por:

$$P[X = r] = \frac{e^{-\mu}\mu^r}{r!} \quad (91)$$

Onde:

$\mu = \lambda t$;

λ = número médio de sucesso ocorrendo em dado intervalo;

t = intervalo;

e = base do logaritmo neperiano (2,7182).

Os parâmetros da distribuição Poisson são dados por:

Média = $E[X] = \lambda$

Variância = $\sigma^2 = \lambda$

4.5 Estimativa dos parâmetros da distribuição

Uma etapa importante do estudo de frequências é a estimativa dos parâmetros da distribuição de probabilidades. Entre os métodos de ajuste dos parâmetros da distribuição de probabilidades destacam-se os métodos dos momentos (MM), o método da máxima verossimilhança (MV) e o método dos Momentos-L (MML) (Hosking, 1990).

4.5.1 Método dos Momentos

O método dos momentos é tido como mais simples, mas também menos preciso que outros procedimentos como o método da máxima verossimilhança (Vivekanandan, 2015). Consiste em igualar os momentos amostrais aos momentos populacionais da distribuição. Os momentos amostrais são estimados por quantidades similares, calculadas a partir dos dados de uma amostra de tamanho n. Por exemplo, o estimador natural de é a média aritmética ou momento amostral de primeira ordem em relação à origem.

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \tag{92}$$

Os momentos amostrais de ordem superior são estimadores viesados dos momentos populacionais de mesma ordem, entretanto podem ser corrigidos para produzir estimadores sem viés, por exemplo, para a variância, assimetria e curtose, respectivamente:

$$\sigma^2 = \frac{n}{(n-1)} m_2 \tag{93}$$

$$\gamma = \frac{n^2}{(n-1)(n-2)} \frac{m_3}{S^3} \tag{94}$$

O método dos momentos apresenta a vantagem de ser relativamente simples e fácil de calcular. No entanto, em geral considera-se que o MM tem uma qualidade inferior e menos eficiente do que outros métodos de estimação dos parâmetros, como o método da máxima verossimilhança (MV). Esta baixa eficiência é notada principalmente quando se trata de distribuições com mais de três parâmetros, pois os momentos de ordem alta têm uma probabilidade maior de estar enviesados e com amostras relativamente pequenas.

Além de dependentes do tamanho da amostra, as estimativas com base nos momentos amostrais convencionais envolvem potências sucessivas dos desvios dos dados em relação ao valor central. Em consequência, pequenas amostras tendem a produzir estimativas não confiáveis, principalmente para funções de momentos de ordem superior, como a assimetria e a curtose.

Embora o método dos momentos seja largamente utilizado para ajustar distribuições de frequências de variáveis em climatologia, são casos excepcionais as situações em que ele se mostra totalmente eficiente para estimar parâmetros climatológicos, cuja exceção é a distribuição normal, em que os estimadores dos momentos são conjuntamente suficientes e, portanto, idênticos às estimativas de máxima verossimilhança. Na Tabela 9 constam as fórmulas para obter as estimativas dos parâmetros pelo método dos momentos das principais distribuições de probabilidade usadas na análise de dados de vazão.

Tabela 9. Fórmula para estimativa dos parâmetros pelo método dos momentos

Distr.	Parâmetro locação	Escala	Forma
Normal	$\mu = \bar{x}$	$\sigma = s$	
LN2	$\mu_y = ln\,\mu - ln\left(\sqrt{1+\frac{\sigma^2}{\mu^2}}\right)$	$\sigma_y = \sqrt{ln\left(1+\frac{\sigma^2}{\mu^2}\right)}$	
LN3	$\mu_y = ln(\frac{\sigma}{\omega 2}) - 0{,}5\,ln(\omega_2{}^2 + 1)$	$\sigma_y = \sqrt{\ln(\omega_2^2+1)}$	$\beta = \mu - \frac{\sigma}{\omega 2}$
	$\omega 1 = \frac{\sigma}{\mu}$		
P3	$\alpha = \frac{\sigma}{\sqrt{\beta}}$	$\beta = \left(\frac{2}{\gamma_1}\right)^2$	$\gamma = \mu - \sigma\sqrt{\beta}$
LP3	$\sigma_y = \alpha\sqrt{\beta}$	$\sigma_y = \alpha\sqrt{\beta}$	$\gamma_y = \frac{2}{\sqrt{\beta}}$
GB	$\alpha = \frac{\pi}{\sqrt{6}\,\sigma} = \frac{1{,}2825}{\sigma}$	$\beta = \mu - 0{,}5772157\alpha$	
Wb3	$\frac{1}{\alpha} = C_0 + C_1\gamma_1 + C_2\gamma_1{}^2 + C_3\gamma_1{}^3 + C_4\gamma_1{}^4$	$\beta = \mu + A_\alpha\sqrt{\sigma^2}$	$\gamma = \beta - B_\alpha\sqrt{\sigma^2}$
Wb2	$CV = \frac{\sqrt{\Gamma(1+\frac{2}{\alpha}) - \Gamma^2(1+\frac{1}{\alpha})}}{\Gamma(1+\frac{1}{\alpha})}$	$\beta = \frac{\mu}{\Gamma(1+1/\alpha)}$	

Distr.	Parâmetro locação	Escala	Forma
Ga	$\alpha = \frac{S^2}{\bar{x}}$	$\beta = \frac{\bar{x}^2}{S^2}$	
GEV	$\alpha = \sqrt{\frac{k^2 Var[X]}{\Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k)}}$	$\beta = E[x] - \frac{\alpha}{k}[1 - \Gamma(1+k)]$	
	$k = (sin\,a\,l\ de\ k)\frac{-\Gamma(1+3k) + 3\Gamma(1+k)\Gamma(1+2k) - 2\Gamma^3(1+k)}{[\Gamma(1+2k) - \Gamma^2(1+k)]^{1,5}}$		
Fr	$V = \sqrt{\frac{\Gamma(1-\frac{2}{\alpha})}{\Gamma^2(1-\frac{1}{\alpha})} - 1}$	$\beta = \left(\frac{n}{t}\right)^{1/\alpha}$	
EGE	$\lambda = \frac{\gamma log(\gamma)}{\bar{x}(\gamma - 1)}$	$\frac{2(1-\gamma)L2(1-\gamma)\bar{x}}{\gamma log(\gamma)^2} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i)^2$	
Ex	$\alpha = \frac{1}{\bar{x}}$		

LN2 = Log-Normal com 2 parâmetros; LN3 = –Log-Normal com 3 parâmetros; P3 – Pearson tipo III; LP3 = Log-Pearson tipo III; GB = Gumbel; Wb3 = Weibull com 3 parâmetros; Wb2 = Weibull com 2 parâmetros; Ga = Gama; GEV = Generalizada de Valores Extremos; Fr = Fréchet; EGE = Exponencial Geométrica Estendida; Ex = Exponencial.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

4.5.2 Método da Máxima Verossimilhança

O método da máxima verossimilhança busca os valores para os parâmetros de maneira a maximizar a probabilidade dos dados amostrados, sendo dado o modelo assumido. O princípio da verossimilhança afirma que devemos escolher aquele valor do parâmetro desconhecido que maximiza a probabilidade de obter a amostra particular observada, ou seja, o valor que torna aquela amostra a mais provável.

O método da MV é considerado aquele com maior eficiência por proporcionar os estimadores com maior plausibilidade possível, porém, em alguns casos, sua maior eficiência é apenas assintótica, o que faz com que sua aplicação a amostras de pequeno tamanho produza estimadores de qualidade comparável ou inferior a outros métodos. Segundo Rao e Hamed (2000), o método da MV apresenta a desvantagem de uma forte instabilidade quando aplicado a pequenas amostras e pode gerar valores absurdos em alguns parâmetros.

Uma desvantagem do método da MV é que para muitas distribuições não existe equação explícita para estimativa, requerendo métodos numéricos e, em alguns casos, algoritmos mais sofisticados para a solução. Na Tabela 10 constam as fórmulas usadas para estimativa dos parâmetros pelo método da MV para as diferentes distribuições.

Tabela 10. Fórmula para estimativa dos parâmetros pelo Método da Máxima Verossimilhança

Distribuição	Parâmetro Locação	Escala	Forma
Normal	$\mu = \bar{x}$	$\sigma = s$	
LN2	$\mu_y = \frac{\sum ln(Xi)}{N}$	$\sigma_y^2 = \frac{\sum \left[ln(Xi) - \mu_y\right]^2}{N}$	
LN3	$\mu_y = \frac{\sum \ln(xi - \beta)}{N}$	$\sigma_y^2 = \frac{\sum \left[\ln(xi - \beta) - \mu_y\right]^2}{N}$	$\frac{\left(\mu_y - \sigma_y^2\right)}{\sum (xi - \beta)} = \sum \left[\left(\frac{1}{(xi - \beta)}\right) \ln(xi - \beta)\right]$
P3	$\alpha = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \gamma) - \frac{N}{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i - \gamma)}}$	$\beta = 1/\left[1 - \frac{n^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \gamma).\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(1/(x_1 - \gamma))}}\right]$	$\alpha = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \gamma) - \frac{N}{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(x_i - \gamma)}}$
LP3	$\sum_{i=1}^{n}(\ln x_i - \alpha) = n\alpha\beta$	$n\psi(\beta) = \sum_{i=1}^{n} ln[(\ln x_i - \gamma)/\alpha]$	$n = \alpha(\beta - 1)\sum_{i=1}^{n} 1/(\ln x_i - \gamma)$
Gb			
WB3			$\beta = \gamma + \left[\frac{\sum (x_i - \gamma)^{\alpha}}{n}\right]^{1/\alpha}$
WB2			
Ga	$\alpha = \frac{\overline{X}_t}{\beta}$	$\beta = \frac{1 + \sqrt{1 + 4\frac{A}{3}}}{4A}$ Em que: $A = \ln(\bar{x}) - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i$	
Fr		$\beta = \left(\frac{n}{t}\right)^{1/\alpha}$	
Ex	$\alpha = \frac{1}{\bar{x}}$		

LN2 = Log-Normal com 2 parâmetros; LN3 = –Log-Normal com 3 parâmetros; P3 = Pearson tipo III; LP3 = Log-Pearson tipo III; GB = Gumbel; Wb3 = Weibull com 3 parâmetros; Wb2 = Weibull com 2 parâmetros; Ga = Gama; Fr = Fréchet; Ex = Exponencial.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

4.5.3 Método dos Momentos-L

O método dos momentos ponderados por probabilidades, conhecido como Momentos-L (MML), pode produzir estimadores de parâmetros comparáveis em qualidade àqueles gerados pela Máxima Verossimilhança, com a vantagem de exigirem um menor esforço computacional (Naghettini; Pinto, 2007).

O método dos Momentos-L consiste em uma abordagem que permite estimar os parâmetros de uma distribuição de probabilidades com base em momentos estatísticos de ordem superior a três, podendo-se, em casos de pequenas amostras, ajustar a distribuição com maior precisão do que o Método da Máxima Verossimilhança.

Os Momentos-L são medidas de posição, escala e forma das distribuições de probabilidades, similares aos momentos convencionais, porém, estimados por combinações lineares da assimetria, da curtose e do coeficiente de variação. Eles compõem um sistema de medidas mais confiáveis para a descrição das características das distribuições de probabilidade e são derivados dos momentos ponderados de probabilidade.

Os Momentos-L são um sistema alternativo para descrever a forma da distribuição de probabilidades, baseado nos momentos ponderados de probabilidade de uma variável aleatória X com distribuição acumulativa F(.) definida por Greenwood *et al.* (1979), como:

$$M_{p,r,s} = E[X^p\{F(X)\}^r\{1-F(X)\}^s] \tag{95}$$

Em particular os momentos ponderados $M_{1,0,s}$ e $M_{1,r,0}$ são os de maior utilidade na caracterização das distribuições de probabilidade e são dados por:

$$M_{1,0,s} = \alpha_s \int_0^1 xu(1-u)^s du \tag{96}$$

$$M_{1,r,0} = \beta_r \int_0^1 xu(1-u)^r du \tag{97}$$

Os momentos ponderados de probabilidade α_r e β_r têm sido usados como bases do método de estimativa dos parâmetros de distribuição de probabilidade. Hosking (1986) demonstrou que estes momentos possuem generalidades suficientes para a estimação dos parâmetros de distribuições de probabilidade, além de estarem menos sujeitos a flutuações amostrais e, portanto, serem mais robustos que os obtidos pelos métodos dos momentos.

Para uma amostra da variável aleatória X, ordenada de modo crescente, as estimativas não enviesadas de α_r e β_r podem ser calculadas pelas seguintes expressões:

$$a_s = \alpha_s \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \frac{C_s^{N-1}}{C_S^{N-1}} x_i \tag{98}$$

$$b_r = \beta_r \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \frac{C_r^{i-1}}{C_r^{N-1}} x_i \tag{99}$$

Para uma variável aleatória X com função quantil x(u) os momentos-L de X são definidos como sendo quantidades:

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u) P_{r-1}^*(u) du \quad (100)$$

Em termos de momentos de probabilidade ponderada, os momentos-L são dados por:

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \quad (101)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (102)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (103)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 + \beta_0 \quad (104)$$

E de forma geral:

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^{r} P_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^{r} P_{r,k}^* \beta_k \quad (105)$$

É conveniente definir as versões adimensionais dos momentos-L, que podem ser obtidas dividindo a maior ordem dos momentos-L pela medida de escala λ_2. Definindo a razões de L-momentos:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \text{ para r =3, 4,} \quad (106)$$

A razão momentos-L mede a forma da distribuição independente da escala de medida.

Também define-se o L-CV:

$$\tau_r = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (107)$$

Esta quantidade é análoga ao coeficiente de variação ordinário (CV).

Os momentos-L λ_1 e λ_2, o L-CV τ e as razões momentos-L τ_3 e τ_4 são os quantis mais utilizados para resumir uma distribuição de probabilidade. Os momentos-L possuem a vantagem sobre os momentos convencionais por serem capazes de caracterizar distribuições com caudas longas e, quando estimados por uma amostra, de ser mais robustos à presença de "*outliers*" nos dados. Além disso, simulações mostram que os momentos-L, comparados aos momentos convencionais, são menos sujeitos aos vícios na estimação. Temos, também, que os parâmetros estimados utilizando-se os momentos-L são, algumas vezes, mais precisos, em amostras pequenas, do que as estimativas obtidas utilizando-se o Método de Máxima Verossimilhança.

Na Tabela 11 constam as fórmulas para estimativa dos parâmetros das distribuições de probabilidade pelo método dos Momentos-L.

Tabela 11. Fórmulas para estimativa dos parâmetros pelo Método dos Momentos-L

Distri-buição	Parâmetro locação	Escala	Forma
Normal	$\mu = \lambda_1$	$\sigma = \sqrt{\pi}\,\lambda_2$	
LN2	$\mu_y = \ln(L_1) - \frac{{\sigma_y}^2}{2}$	$\sigma_y = 2erf^{-1}\left(\frac{L2}{L1}\right)$ $erf^{-1}(t) = \frac{u}{\sqrt{2}}$	
LN3	$\alpha = \frac{\lambda_2 \kappa e^{-\kappa^2/2}}{1-2\phi\left(-\kappa/\sqrt{2}\right)}$	$\xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{\kappa}\left(1 - e^{\kappa^2/2}\right)$	$k \approx -\tau_3 \frac{E_0 + E_1\tau_3^2 + E_2\tau_3^4 + E_3\tau_3^6}{1 + F_1\tau_3^2 + F_2\tau_3^4 + F_3\tau_3^6}$
P3	$\mu = \lambda_1$	$\mu = \lambda_1$	$\beta \approx \frac{0{,}36067z - 0{,}59567z^2 + 0{,}25361z^3}{1 - 2{,}78861z + 2{,}56096z^2 - 0{,}77045^3}$
	$\alpha = \sqrt{\pi} L2 \frac{\Gamma(\beta)}{\Gamma(+\frac{1}{2})}$	Para $\tau_3 \geq 1/3$, fazendo tm = 1-τ_3 $\beta = \frac{(0{,}36067tm - 0{,}5967tm^2 + 0{,}25361tm^3}{(1 - 2{,}78861tm + 2{,}56096tm^2 - 0{,}77045tm^3)}$	$\gamma = L1 - \alpha\beta$
		Para $\tau_3 < 1/3$, fazendo tm = $3\pi(\tau_3)^2$ $\beta = \frac{1 + 0{,}2906tm}{(tm + 0{,}1882tm^2 + 0{,}0442tm^3)}$	
Gb	$\alpha = \frac{l_2}{\ln(l_2)}$	$\beta = l_1 - 0{,}5775\alpha$	
WB3	$\alpha = \frac{1}{7{,}8590X + 2{,}9554C^2}$	$\alpha = \frac{1}{7{,}8590X + 2{,}9554C^2}$	$C = \frac{2}{3 - t_3} - \frac{\ln(2)}{\ln(3)}$
Ga	$\alpha = \frac{L1}{\beta}$	$z = \pi\, t^2$ $\beta = \frac{(1 - 0{,}30802z)}{(z - 0{,}05812z^2 + 0{,}01765z^3)}$ Para 0,5≤ t < 1 Z= 1-t $\beta = \frac{(0{,}7213z - 0{,}5947z^2)}{(1 - 2{,}1817z + 1{,}2113z^2)}$	

Distri-buição	Parâmetro locação	Escala	Forma
GEV	$\alpha = \frac{\lambda_2 K}{\Gamma(1+K)(1-2^{-k})}$	$\beta = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k}[1-\Gamma(1+k)]$	$k = 7{,}8590C + 2{,}9554C^2$ $C = \frac{2}{3+\tau 3} - \frac{h\ 2}{h\ 3}$
Fr	$\alpha = \frac{\ln(2)}{\ln\left(\frac{L2}{\overline{X}} + 1\right)}$	$\beta = \frac{\bar{x}}{\Gamma(1-1/\alpha)}$	

LN2 = Log-Normal com 2 parâmetros; LN3 = –Log-Normal com 3 parâmetros; P3 = Pearson tipo III; GB = Gumbel; Wb3 = Weibull com 3 parâmetros; Ga = Gama; Fr = Frechet.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

4.5.4 Outros métodos

Chow (1964) apresentou um método para estimativa dos parâmetros da distribuição de Gumbel que passou a ser denominado de Gumbel-Chow, em que as estimativas de α e β são feitas conforme:

$$\alpha = \frac{s}{Sn} \tag{108}$$

$$\beta = \bar{x} - \alpha Y_n \tag{109}$$

Em que:

s = desvio padrão da série;

$\bar{x}$ = média da série de dados;

Y_n e Sn = média e desvio padrão da variável reduzida (Tabela 12).

Tabela 12. Média (Y_n) e desvio padrão (S_n) da variável reduzida para diferentes valores do tamanho da amostra (N)

N	Y_n	S_n	N	Y_n	S_n	N	Y_n	S_n
10	0,4952	0,9496	40	0,5436	1,1413	70	0,5548	1,1854
11	0,4996	0,9676	41	0,5442	1,1436	71	0,5550	1,1863
12	0,5035	0,9833	42	0,5448	1,1458	72	0,5552	1,1872
13	0,5070	0,9971	43	0,5453	1,1479	73	0,5555	1,1881
14	0,5100	1,0095	44	0,5458	1,1499	74	0,5557	1,1890
15	0,5128	1,0206	45	0,5463	1,1518	75	0,5559	1,1898
16	0,5154	1,0306	46	0,5468	1,1537	76	0,5561	1,1907
17	0,5177	1,0397	47	0,5472	1,1555	77	0,5563	1,1915

N	Y_n	S_n	N	Y_n	S_n	N	Y_n	S_n
18	0,5198	1,0481	48	0,5477	1,1573	78	0,5565	1,1923
19	0,5217	1,0557	49	0,5481	1,1590	79	0,5567	1,1931
20	0,5236	1,0628	50	0,5485	1,1607	80	0,5569	1,1938
21	0,5252	1,0694	51	0,5489	1,1623	81	0,5571	1,1946
22	0,5268	1,0755	52	0,5493	1,1638	82	0,5573	1,1953
23	0,5282	1,0812	53	0,5497	1,1653	83	0,5574	1,1960
24	0,5296	1,0865	54	0,5501	1,1668	84	0,5576	1,1967
25	0,5309	1,0914	55	0,5504	1,1682	85	0,5578	1,1974
26	0,5321	1,0961	56	0,5508	1,1695	86	0,5580	1,1981
27	0,5332	1,1005	57	0,5511	1,1709	87	0,5581	1,1988
28	0,5343	1,1047	58	0,5515	1,1722	88	0,5583	1,1995
29	0,5353	1,1086	59	0,5518	1,1734	89	0,5584	1,2001
30	0,5362	1,1124	60	0,5521	1,1747	90	0,5586	1,2007
31	0,5371	1,1159	61	0,5524	1,1759	91	0,5588	1,2014
32	0,5380	1,1193	62	0,5527	1,1770	92	0,5589	1,2020
33	0,5388	1,1225	63	0,5530	1,1782	93	0,5591	1,2026
34	0,5396	1,1256	64	0,5532	1,1793	94	0,5592	1,2032
35	0,5403	1,1285	65	0,5535	1,1803	95	0,5593	1,2037
36	0,5411	1,1313	66	0,5538	1,1814	96	0,5595	1,2043
37	0,5417	1,1339	67	0,5540	1,1824	97	0,5596	1,2049
38	0,5424	1,1365	68	0,5543	1,1834	98	0,5598	1,2054
39	0,5430	1,1390	69	0,5545	1,1844	99	0,5599	1,2060
						100	0,5600	1,2065

Fonte: Back (2013)

Rao (1980) propôs o método MIX para a distribuição Log-Pearson Tipo III com o objetivo de evitar o uso do coeficiente de assimetria da amostra na estimativa do parâmetro. O método MIX preserva a média da amostra e a variância dos dados brutos e a média da amostra dos dados transformados por ln (x). As equações de estimativa do parâmetro MIX são:

$$\bar{x} = \frac{\exp(\gamma)}{(1-\alpha)^{\beta}} \tag{110}$$

$$\bar{y} = \gamma + \alpha\beta \tag{111}$$

$$S_x^2 = exp(2\gamma)\left[\frac{1}{(1-2\alpha)^{\beta}} - \frac{1}{(1-\alpha)^{2b}}\right] \tag{112}$$

Um método de solução das equações 110 a112 foi desenvolvido por Arora e Singh (1989).

Eliminando "c" e combinando as equações 111 e 112:

$$\bar{y} - ln(\bar{x}) = \beta[\alpha + ln(1-\alpha)] \quad (113)$$

Novamente, c pode ser eliminado combinando as equações 111 e 112.

$$ln\left(\frac{S_x^2+\bar{x}^2}{\bar{x}^2}\right) = 2\beta ln(1-\alpha) - \beta ln(1-2\alpha) \quad (114)$$

Combinando as equações 113 e 114,

$$\frac{2ln(1-\alpha)-ln(1-2\alpha)}{ln(1-\alpha)+\alpha} = P \quad (115)$$

Em que: P pode ser encontrada com as estimativas das amostras de $\bar{x}, \bar{y}$ e S_x^2.

$$P = \frac{ln\left[\left(S_x^2+\bar{x}^2\right)/\bar{x}^2\right]}{(\bar{y}-\ln(\bar{x}))} \quad (116)$$

O lado esquerdo da equação 115 é definido para α<1/2. Portanto, os valores de α podem ser encontrados usando um método de busca por tentativa e erro ou por iteração como o método de Newton-Raphson.

4.6 Testes de aderência

Quando ajustamos uma distribuição de probabilidade a um conjunto de dados, trabalhamos com a hipótese de que a distribuição representaria adequadamente aquele conjunto de dados. Para avaliar o ajuste das distribuições podem-se empregar testes de aderência, que consistem de testes de hipóteses, dentre os quais se destacam o teste Qui-Quadrado, teste de Kolmogorov-Smirnov, o teste de Anderson-Darling, o teste de Filliben, teste Kuipper e teste de Cramer Von Mises.

4.6.1 Teste Qui-Quadrado

O teste Qui-Quadrado é utilizado para comparar as frequências observadas com as frequências esperadas segundo uma distribuição de probabilidades específica.

A estatística Qui-Quadrado é calculada por:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{k} \frac{(Fo_j - Fe_j)^2}{Fe_j} \quad (117)$$

Em que:

χ^2 = estatística Qui-Quadrado calculada;

Fo_j = frequência observada de eventos na classe j;

Fej = a frequência esperada de acordo com a distribuição;

K = o numero de intervalos de classe em que os dados observados foram divididos.

A estatística χ^2 pode ser comparada com o valor tabelado para k-1 graus de liberdade. A hipótese nula (H0) de que as frequências observadas estão de acordo com as esperadas (ou de acordo com a distribuição de probabilidades analisada) é aceita sempre que χ^2 calculado for inferior ao valor crítico (χ^2 tabelado) para o nível de significância α e graus de liberdade dados por:

$$GL = K - m - 1 \tag{118}$$

Em que:

GL = graus de liberdade;

K = número de classes;

m = número de parâmetros da distribuição de probabilidades estimados com base na amostra.

O teste Qui-Quadrado apresenta um inconveniente quando aplicado a variáveis aleatórias contínuas pelo fato de que a definição do número de intervalos de classes adotado pode interferir profundamente no resultado do teste (Kite, 1977). Além disso, o teste tem algumas restrições de aplicação, sendo que se devem usar as frequências absolutas e as frequências esperadas devem ser iguais ou superiores a 5 (Fe ≥ 5). Caso algumas frequências esperadas sejam inferiores a 5, podem-se agrupar as classes para satisfazer este critério.

4.6.2 Teste de Kolmogorov–Smirnov

O teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), segundo Finkler *et al.* (2015), é um teste não paramétrico, cuja estatística tem como base a diferença máxima (Dmáx) entre as funções de probabilidades acumuladas – empírica (Fn) e teórica (F) – de variáveis aleatórias contínuas.

Para o teste de KS foram calculadas as diferenças D+ e D- dadas por:

$$D^+ = \mathrm{Max}|Fn(x) - F(x)| \tag{119}$$

$$D^- = \mathrm{Max}|F(x) - Fn(x)| \tag{120}$$

A estatística do teste é dada pelo maior valor de D+ e D-, que é comparado com o valor crítico ($D_{crít}$) ao nível de significância de α. Se o valor Dmáx for menor do que o valor $D_{crít}$ tabelado (Tabela 13), o teste KS aceitou a distribuição.

Tabela 13. Valores críticos (KS_{crit}) do teste de aderência Kolmogorov-Smirnov para nível de significância α = 0,05 para séries de dados de diferentes tamanhos (n)

n	KS_{crit}	**n**	KS_{crit}	**n**	KS_{crit}	**n**	KS_{crit}	**n**	KS_{crit}	**n**	KS_{crit}
10	0,4092	25	0,264	40	0,2101	55	0,1798	70	0,1597	85	0,1452
11	0,3912	26	0,2591	41	0,2076	56	0,1782	71	0,1586	86	0,1444
12	0,3745	27	0,2544	42	0,2052	57	0,1767	72	0,1576	87	0,1435
13	0,3614	28	0,2499	43	0,2028	58	0,1752	73	0,1565	88	0,1427
14	0,3489	29	0,2457	44	0,2006	59	0,1737	74	0,1554	89	0,1419
15	0,3376	30	0,2417	45	0,1984	60	0,1723	75	0,1544	90	0,1417
16	0,3273	31	0,2379	46	0,1963	61	0,1709	76	0,1534	91	0,1404
17	0,318	32	0,2342	47	0,1942	62	0,1696	77	0,1524	92	0,1396
18	0,3096	33	0,2308	48	0,1922	63	0,1682	78	0,1515	93	0,1391
19	0,3014	34	0,2274	49	0,1903	64	0,1669	79	0,1505	94	0,1382
20	0,2941	35	0,2242	50	0,1884	65	0,1657	80	0,1496	95	0,1375
21	0,2872	36	0,2212	51	0,1866	66	0,1644	81	0,1487	96	0,1367
22	0,2809	37	0,2183	52	0,1848	67	0,1632	82	0,1478	97	0,1361
23	0,2749	38	0,2154	53	0,1831	68	0,162	83	0,1469	98	0,1354
24	0,2693	39	0,2127	54	0,1814	69	0,1609	84	0,1461	99	0,1347

Fonte: Adaptado de Zar (1998)

4.6.3 Teste de Anderson-Darling

O teste de hipóteses de que uma dada amostra tenha sido retirada de uma dada população com função de distribuição acumulada contínua F(x), isto é, seja x_1, x_2, x_n uma amostra aleatória e suponha que uma provável candidata para a Função Densidade acumulada dos dados seja F(x), então o teste de hipóteses para verificar a adequabilidade da distribuição é:

H0: a amostra tem distribuição F(x);

H1: a amostra não tem distribuição F(x).

O poder dos testes de aderência Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado de discriminar entre hipóteses falsas e verdadeiras é bastante diminuído nas caudas inferior e superior, tanto em função do reduzido número de observações amostrais, quanto em decorrência dos maiores erros de estimação, nessas partições do espaço

amostral. Alternativamente o teste de aderência de Anderson-Darling é um teste não paramétrico que procura ponderar mais fortemente as caudas das distribuições, nas quais as maiores (ou as menores) observações da amostra podem alterar sobremaneira a qualidade do ajuste. O teste de aderência de Anderson-Darling, tal como o de Kolmogorov-Smirnov, baseia-se na diferença entre as funções de probabilidades acumuladas, empírica, $F_N(x)$, e a teórica $F_X(x)$, da variável aleatória contínua. Entretanto o teste de AD dá mais peso às caudas por meio da divisão das diferenças entre $F_N(x)$ $F_X(x)$ por

$$\sqrt{F_x(x)[1-F_x(x)]} \tag{121}$$

Desse modo, a estatística do teste de Anderson-Darling torna-se:

$$A^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[F_N(x)-F_X(x)]^2}{F_X(x)[1-F_x(x)]} f_x(x)dx \tag{122}$$

Onde $f_x(x)$ é a função densidade, segundo a hipótese nula. Anderson e Darling (1954) demonstraram que a equação 122 é equivalente a:

$$A^2 = -N - \sum_{i=1}^{N} \frac{(2i-1)\{lnF_X(x_{(i)})+ln[1-F_X(x_{(N-i+1)})]\}}{N} \tag{123}$$

Onde $x_{(1)}$, $x_{(2)}$, ...$x_{(n)}$ representam as observações ordenadas em ordem crescente.

Para as distribuições de Gumbel, Weibull com dois parâmetros e com três parâmetros, o A^2 é corrigido multiplicando pelo fator de correção dado pela equação:

$$ADc = 1 + \frac{0,2}{\sqrt{N}} \tag{124}$$

Para as distribuições Normal, Log-Normal com dois parâmetros e com três parâmetros, o A^2 é corrigido pelo fator de correção dado pela equação:

$$ADc = 1 + \frac{0,75}{N} + \frac{2,25}{N^2} \tag{125}$$

A estatística do teste (A^2) é comparada a um valor crítico (A^2crít) ao nível de significância de α (Tabela 14). Se A^2 for menor do que o valor A^2crít tabelado, o teste AD aceita a hipótese de que os dados têm e frequência estimada pela distribuição testada.

Tabela 14. Valores críticos (AD_{crit}) do teste de aderência de Anderson-Darling para nível de significância α = 0,05

Distribuições	AD_{crit}	Distribuições	AD_{crit}
Gumbel Weibull 2 parâmetros Weibull 3 parâmetros	0,757	Log-Normal a dois parâmetros Log-Normal a três parâmetros Pearson Tipo III Log-Pearson Tipo III	0,752

Fonte: Naghettini e Pinto (2007)

Uma restrição do teste de Anderson-Darling é quanto à estatística de valor crítico, a qual é conhecida apenas para algumas distribuições de probabilidade (Naghetini; Pinto, 2007). Para as distribuições que não possuem valor crítico tabelado geralmente se adota o valor crítico estabelecido para a distribuição Log-Normal.

4.6.4 Teste de Filliben

O teste de aderência de Filliben foi introduzido por Filliben (1975) para verificação do ajuste de uma amostra à distribuição Normal, sendo posteriormente adaptado para outras distribuições de probabilidade (Naghettini; Pinto, 2007). A estatística do teste baseia-se no coeficiente de correlação linear Rf, entre as observações ordenadas em modo crescente e os quantis teóricos, calculados pela Equação:

$$Rf = \frac{\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})(w_i-\bar{w})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})^2 \sum_{i=1}^{N}(w_i-\bar{w})^2}} \quad (126)$$

Onde:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_{(i)}}{N} \quad (127)$$

$$\bar{w} = \frac{\sum_{i=1}^{N} w_i}{N} \quad (128)$$

Sendo os quantis teóricos calculados por:

$$w_i = F_x^{-1}(1 - q_i) \quad (129)$$

Onde: qi é a probabilidade empírica correspondente à ordem de classificação i, sendo:

$$q_i = \frac{i-a}{N+1-2a} \quad (130)$$

Em que: *N* é o tamanho da série e *a* = 0,4, conforme a fórmula de posição de plotagem sugerida por Cunnane (1973).

Para verificar se a distribuição foi aceita pelo teste de Filliben, o valor de Rf calculado é comparado com o valor crítico ($R_{crít}$) (Naghettini; Pinto, 2007). Os $R_{crít}$ para as distribuições Log-Normal de dois e três parâmetros, Gumbel, Log-Pearson Tipo III, Pearson Tipo III, Weibull de dois e três parâmetros foram obtidos por meio de interpolação dos valores proposta por Stedinger, Vogel e Foufoula-Georgiou (1993) com nível de significância de 5% (Tabela 15).

Tabela 15. Valores críticos do teste de aderência de Filliben ($R_{crít}$) para distribuições de probabilidade Log-Normal 2 e 3 parâmetros com posição de plotagem determinada por Blom (a = 0,375) e Gumbel e Weibull para o nível de significância de 5%

Distribuições de probabilidade Log-Normal com *a* = 0,375		Distribuições de probabilidade Gumbel e Weibull com a = 0,44	
N	$R_{crít}$	**N**	$R_{crít}$
10	0,9180	10	0,9084
15	0,9383	20	0,9390
20	0,9503	30	0,9526
30	0,9639	40	0,9594
40	0,9715	50	0,9646
50	0,9764	60	0,9685
60	0,9799	70	0,9720
75	0,9835	80	0,9747
100	0,9870	100	0,9779

Fonte: Naghettini e Pinto (2007) adaptada de Stedinger, Vogel e Foufoula-Georgiou (1993)

Segundo Naghettini e Pinto (2007), a ideia essencial do teste de Filliben é que se existe forte associação linear entre $x_{(i)}$ e w_i, as observações podem ser expressas por distribuição de probabilidade $F_x(x)$. O teste tem a vantagem de não apresentar limitações quanto ao número de pontos da amostra, sendo um teste adequado e confiável no caso de amostras pequenas (Gagg, 2008).

4.6.5 Teste de Kuiper

O Teste de Kuiper está relacionado com o teste Kolmogorov-Smirnov. Assim como o teste KS, as estatísticas de discrepância D^+ e D^- representam os tamanhos absolutos das diferenças mais positivas e negativas entre as duas funções de distribuição cumulativa que estão sendo comparadas. O truque com o teste de Kuiper é utilizar as quantidades D^+ e D^- como a estatística de teste.

As hipóteses do teste podem ser descritas como:

HO: A população tem uma distribuição de acordo com a função de distribuição de probabilidade acumulativa F(x), baseado na distribuição empírica Fn(x).

H1: A população tem uma distribuição diferente da distribuição teórica testada.

Dada uma amostra aleatória de tamanho n, e supondo que são r diferentes valores de x tal que r ≤ n, e os dados em ordem crescente x(1) < x(2) <....< x(r), todos observados com frequência de mínimo 1. Assim o cálculo de Kn é dado por:

$$Kn = \sqrt{n} max\{Fn[x(i)] - F[x(i)]\} + \sqrt{n} max\{F[x(i)] - Fn[x(i-1)]\} \quad (131)$$

Para todos 1≤ i≤ r, com Fn[x(0)] = 0.

Assim, se o valor de Kn calculado é uma medida da concordância entre a distribuição de probabilidades e a verdadeira distribuição conforme refletida pelos dados da amostra, um valor grande de Kn tende a desacreditar a hipótese nula.

4.6.6 Teste de Cramer-von Mises

O teste de Cramer-von Mises é baseado na soma dos quadrados das diferenças entre a função de distribuição empírica e a função de distribuição teórica a ser testada; A estatística é definida por:

$$CVM = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^{n} \left(u_i - \frac{2i-1}{2n}\right)^2 \quad (132)$$

Onde:

n = tamanho da amostra;

Ui = F(X(i)) = função de distribuição acumulada de interesse;

i = e o rank de todos Xi na amostra ordenada;

$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq ... X_{(n)}$ são todas as observações em ordem.

Na Tabela 16 constam os valores críticos para o teste de Cramer-von Mises. O teste CVM, assim como o teste KS, é função da distância vertical entre a distribuição teórica e a empírica. No entanto, difere pelo fato de que o teste CVM considera todos os valores das diferenças ente as duas distribuições.

Tabela 16. Valores críticos para o teste de Cramer-von Mises

N-Tamanho da série	α - Nível de significância				
	0,20	**0,15**	**0,10**	**0,05**	**0,01**
2	0,138	0,149	0,162	0,175	0,186
3	0,121	0,135	0,154	0,184	0,23
4	0,121	0,134	0,155	0,191	0,28
5	0,121	0,137	0,160	0,199	0,30
6	0,123	0,139	0,162	0,204	0,31
7	0,124	0,140	0,165	0,208	0,32
8	0,124	0,141	0,165	0,210	0,32
9	0,125	0,142	0,167	0,212	0,32
10	0,125	0,142	0,167	0,212	0,32
11	0,126	0,143	0,169	0,214	0,32
12	0,126	0,144	0,169	0,214	0,33
13	0,126	0,144	0,169	0,214	0,33
14	0,126	0,144	0,169	0,214	0,33
15	0,126	0,144	0,169	0,216	0,33
16	0,127	0,145	0,171	0,216	0,33
17	0,127	0,145	0,171	0,217	0,33
18	0,127	0,146	0,171	0,217	0,33
19	0,127	0,146	0,171	0,217	0,33
20	0,128	0,146	0,172	0,217	0,33
30	0,128	0,146	0,172	0,218	0,33
60	0,128	0,147	0,173	0,222	0,33
100	0,129	0,147	0,173	0,22	0,34

Fonte: Adaptado de United States of America. Departament of Defense (1981).

4.6.7 Exemplo de aplicação

Com os dados da série de chuvas mensais de Capinzal para o mês de janeiro (Tabela 17) foram calculados os testes de aderência à distribuição Normal.

Tabela 17. Exemplo de cálculo do teste de Kolmogorov-Smirnov

i	Ano	Q média	Qord	Fobs	Fes	D+	D-
1	1991	115,1	56,1	0,0323	0,0499	0,0176	0,0499
2	1992	163,7	85,7	0,0645	0,1080	0,0435	0,0757
3	1993	205,3	93,5	0,0968	0,1293	0,0325	0,0648
4	1994	56,1	114,1	0,1290	0,1989	0,0699	0,1021
5	1995	168,3	115,1	0,1613	0,2028	0,0415	0,0738
6	1996	329,3	115,6	0,1935	0,2047	0,0112	0,0434
7	1997	127,7	118,1	0,2258	0,2147	0,0111	0,0212
8	1998	164,2	126,3	0,2581	0,2491	0,0090	0,0233
9	1999	218,8	127,7	0,2903	0,2553	0,0350	0,0028
10	2000	126,3	127,7	0,3226	0,2553	0,0673	0,0350
11	2001	181,3	137,4	0,3548	0,3001	0,0547	0,0225
12	2002	118,1	142,1	0,3871	0,3230	0,0641	0,0318
13	2003	168,1	147,7	0,4194	0,3512	0,0682	0,0359
14	2004	114,1	163,7	0,4516	0,4359	0,0157	0,0165
15	2005	173,7	164,2	0,4839	0,4386	0,0453	0,0130
16	2006	147,7	168,1	0,5161	0,4599	0,0562	0,0240
17	2007	246,0	168,3	0,5484	0,4610	0,0874	0,0551
18	2008	142,1	173,7	0,5806	0,4907	0,0899	0,0577
19	2009	137,4	175,2	0,6129	0,4989	0,1140	0,0817
20	2010	350,0	178,3	0,6452	0,5160	0,1292	0,0969
21	2011	115,6	179,3	0,6774	0,5215	0,1559	0,1237
22	2012	178,3	181,3	0,7097	0,5325	0,1772	0,1449
23	2013	93,5	205,3	0,7419	0,6600	0,0819	0,0497
24	2014	291,0	218,8	0,7742	0,7253	0,0489	0,0166
25	2015	301,1	246,0	0,8065	0,8350	0,0285	0,0608
26	2016	85,7	261,2	0,8387	0,8817	0,0430	0,0752
27	2017	175,2	291,0	0,8710	0,9446	0,0736	0,1059
28	2018	261,2	301,1	0,9032	0,9585	0,0553	0,0875
29	2019	179,3	329,3	0,9355	0,9831	0,0476	0,0799
30	2020	127,7	350,0	0,9677	0,9920	0,0243	0,0565

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Testes de Aderência:

- KS = 0,1772;
- KS crítico (α = 5%) =0,2442;
- AD = 0,9657;
- AD crítico (α = 5%) =0,752 (considerado igual à Log-Normal);
- CVMS =0,1677;
- CVMS crítico (α = 5%) =0,33;
- R de Filliben 0,9601;
- RF crítico = 0,9699;
- Kuiper =2,1181;
- p-valor Kuiper = 0,00233.

Conclusão: Pode-se concluir que a hipótese da série de dados de chuva total mensal no mês de janeiro de Capinzal a ajustar à distribuição Normal é rejeitada pelos testes AD, Rf, Kuiper e somente aceita pelo teste de KS.

O procedimento a ser adotado é testar outras distribuições. Para a distribuição Gama obteve-se KS =0,1241, AD =0,4107, RF =0,9829, CVMS= 0,0699 e Kuiper 1,5362 e dessa forma todos os testes de aderência aceitam a hipótese da série de chuvas mensais se ajustarem à distribuição Gama. Na Figura 3 consta a representação da aderência da distribuição Normal e Gama da série de chuvas mensais.

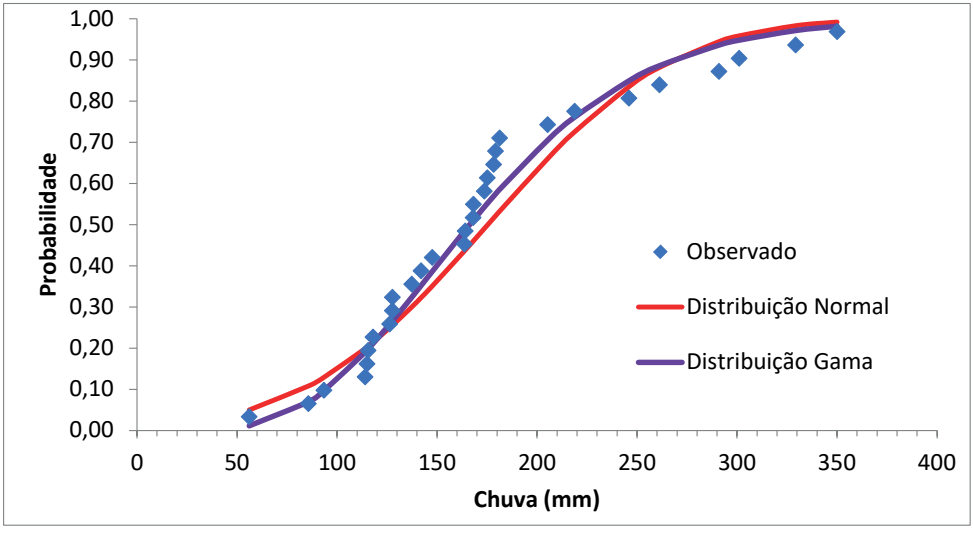


Figura 3. Aderência da distribuição Normal e Gama aos dados de chuva mensal de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

4.7 Critérios de avaliação do desempenho das distribuições

Quando mais de uma distribuição de probabilidades é aprovada no teste de aderência, deve-se decidir qual distribuição é a mais adequada. Essa decisão pode ser feita com base em índices de desempenho. Os principais índices de desempenho que podem ser empregados são descritos abaixo.

4.7.1 Raiz do erro quadrático médio – RMSE

A raiz do erro quadrático médio – RMSE (*Root Mean Square Error*), também conhecido como erro padrão de estimativa, é utilizada para avaliar o desempenho das distribuições. O RMSE mede a magnitude média dos erros estimados, resultando em valores sempre positivos (Aguiar, 2020). Quanto mais próximo de zero, maior a qualidade dos valores medidos ou estimados. A equação do RMSE é descrita por Aiyelokun *et al.* (2017) como:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - X_{ei})^2}{n}} \tag{133}$$

Em que:

RMSE= raiz do erro quadrático médio para uma dada distribuição de probabilidade;

X_i = valor observado de ordem i;

X_{ei} = valor estimado pela distribuição teórica de probabilidade;

n = número de elementos na série de dados.

4.7.2 Desvios quadrados médios padronizados (SRMSD)

Considerando os desvios em relação à média, pode-se calcular o índice SRMSD por:

$$SRMSD = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{\bar{x}}\right)^2} \tag{134}$$

4.7.3 Raiz quadrada média do erro relativo (RRMSE)

Considerando os desvios em relação ao valor observado, pode-se calcular o índice RRMSE por:

$$RRMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{(\hat{x}_i - x_i)}{x_i}\right)^2} \tag{135}$$

4.7.4 Raiz do erro quadrático médio percentual (RMSPE)

Considerando os desvios percentuais em relação ao valor observado, pode-se calcular o índice RMSPE por:

$$RMSPE = \sqrt{\frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i}\right)^2} \quad (136)$$

4.7.5 Erro médio relativo (RAB)

O erro médio relativo (RAB), também denominado de Erro Relativo (RBIAS) (Arora e Singh, 1989**)** ou desvio absoluto médio padronizado (SMAD), é calculado como:

$$SMAD = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|\frac{\hat{x}_i - x_i}{\bar{x}}\right| \quad (137)$$

4.7.6 Erro percentual absoluto médio (MAPE)

O erro percentual absoluto médio é calculado por:

$$MAPE = \frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i}\right| \quad (138)$$

4.7.7 Erro absoluto médio (MAE)

Considerando os desvios absolutos, o índice MAE é calculado por:

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|\hat{x}_i - x_i| \quad (139)$$

4.7.8 Coeficiente de determinação (R^2)

O coeficiente de determinação é utilizado como medida de ajuste de funções, sendo calculado por:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{x}_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(\hat{x}_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^{n}(x_i - \hat{x}_i)^2} \quad (140)$$

Em que: n representa o tamanho da série de dados.

4.7.9 D-index

O D-index é um critério que avalia a diferença entre as chuvas observadas e a estimada pela distribuição de probabilidade. Para valores máximos utilizam-se os seis maiores valores observados e, para valores mínimos (como no caso de vazão), devem-se considerar os seis menores valores. O D-index é definido por:

$$Dindex = \frac{1}{R}\sum_{i=1}^{6}|R_i - R_i^*| \quad (141)$$

Em que: R é o valor médio da série da precipitação registrada, i R 's (i = 1 a 6) são os seis primeiros valores mais altos na série de precipitação registrada e R_i^* é a precipitação estimada por distribuição de probabilidade.

A distribuição com menor D-index é considerada a distribuição mais adequada para a estimativa da precipitação (USWRC, 1981).

4.7.10 Exemplo de cálculo dos índices de desempenho

Para exemplificar o cálculo dos índices de desempenho foi considerado um exemplo mais simples, com a distribuição Normal para a série de dados de chuva do mês de janeiro de Capinzal (Tabela 2). Na Tabela 18 constam os cálculos para os diversos índices de desempenho.

Tabela 18. Cálculo dos índices de desempenho para avaliação da distribuição Normal

i	Xi	$\bar{\hat{x}}_i$	$(X_i - \hat{X}_i)^2$	$\left(\frac{X_i - \hat{X}_i}{\bar{x}}\right)^2$	$\left(\frac{X_i - \hat{X}_i}{\hat{X}_i}\right)^2$	$\left\|\frac{X_i - \hat{X}_i}{\bar{x}}\right\|$	$100\left\|\frac{X_i - \hat{X}_i}{\hat{X}_i}\right\|$	$\|X_i - \hat{X}_i\|$
1	56,1	41,4	215,3	0,0070	0,068	0,0837	26,156	14,673
2	85,7	65,3	414,3	0,0135	0,056	0,1160	23,750	20,353
3	93,5	81,2	152,4	0,0050	0,017	0,0704	13,204	12,346
4	114,1	93,4	428,6	0,0139	0,033	0,1180	18,145	20,704
5	115,1	103,7	130,2	0,0042	0,010	0,0650	9,912	11,409
6	115,6	112,7	8,5	0,0003	0,001	0,0166	2,522	2,916
7	118,1	120,8	7,4	0,0002	0,001	0,0155	2,309	2,727
8	126,3	128,3	4,1	0,0001	0,000	0,0116	1,609	2,033
9	127,7	135,3	58,4	0,0019	0,004	0,0436	5,985	7,643
10	127,7	142,0	205,0	0,0067	0,013	0,0816	11,212	14,317
11	137,4	148,4	121,0	0,0039	0,006	0,0627	8,006	11,000
12	142,1	154,6	156,2	0,0051	0,008	0,0713	8,796	12,499
13	147,7	160,6	167,7	0,0055	0,008	0,0738	8,767	12,949
14	163,7	166,6	8,3	0,0003	0,000	0,0164	1,759	2,880
15	164,2	172,5	68,4	0,0022	0,003	0,0472	5,037	8,270
16	168,1	178,3	104,5	0,0034	0,004	0,0583	6,082	10,223
17	168,3	184,2	253,2	0,0082	0,009	0,0907	9,455	15,913
18	173,7	190,1	270,4	0,0088	0,009	0,0938	9,467	16,444
19	175,2	196,2	440,8	0,0143	0,014	0,1197	11,983	20,994
20	178,3	202,4	580,5	0,0189	0,018	0,1374	13,513	24,093
21	179,3	208,8	868,8	0,0282	0,027	0,1681	16,439	29,476
22	181,3	215,5	1166,2	0,0379	0,035	0,1947	18,836	34,150
23	205,3	222,5	294,5	0,0096	0,007	0,0978	8,359	17,161

i	Xi	$\bar{\hat{x}}_i$	$(X_i - \hat{X}_i)^2$	$\left(\frac{X_i - \hat{X}_i}{\bar{x}}\right)^2$	$\left(\frac{X_i - \hat{X}_i}{\hat{X}_i}\right)^2$	$\left\|\frac{X_i - \hat{X}_i}{\bar{x}}\right\|$	$100\left\|\frac{X_i - \hat{X}_i}{\hat{X}_i}\right\|$	$\|X_i - \hat{X}_i\|$
24	218,8	230,0	124,7	0,0041	0,003	0,0637	5,104	11,167
25	246,0	238,1	62,3	0,0020	0,001	0,0450	3,208	7,891
26	261,2	247,1	198,7	0,0065	0,003	0,0804	5,397	14,097
27	291,0	257,4	1129,2	0,0367	0,013	0,1916	11,547	33,603
28	301,1	269,6	989,8	0,0322	0,011	0,1794	10,449	31,461
29	329,3	285,4	1923,1	0,0625	0,018	0,2500	13,317	43,853
30	350,0	309,4	1651,1	0,0537	0,013	0,2317	11,609	40,633
Σ			12203,64	0,3967	0,4130	2,8956	301,935	507,88

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{x}_i - x_i)^2}{n}} = \sqrt{\frac{12206,64}{30}} = 20,17$$

$$SRMSD = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{\bar{x}}\right)^2} = \sqrt{\frac{1}{30}0,3967} = 0,1150$$

$$RRMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{(\hat{x}_i - x_i)}{x_i}\right)^2} = \sqrt{\frac{1}{30}0,4130} = 0,1173$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i}\right)^2} = \sqrt{\frac{100}{30}0,4130} = 1,173$$

$$SMAD = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|\frac{\hat{x}_i - x_i}{\bar{x}}\right| = \frac{1}{30}2,8965 = 0,0965$$

$$MAPE = \frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i}\right| = \frac{100}{30}301,935 = 10,06$$

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|\hat{x}_i - x_i| = \frac{1}{30}507,88 = 16,93$$

$$Dindex = \frac{1}{\bar{R}}\sum_{i=1}^{6}|R_i - R_i^*| = \frac{40,63 + 43,85 + 31,41 + 33,60 + 14,10 + 7,89}{175,4} = 0,978$$

Estes índices são importantes para comparação de diferentes distribuições e na seleção da melhor distribuição. Aplicando os mesmos cálculos para a distribuição Gama com parâmetros estimados pelo método da Máxima Verossimilhança, obtêm-se os seguintes valores: RMSE = 15,60; SRMSD = 0,0889; RRMSE = 0,0813; RMSPE = 0,8131; SMAD = 0,0644; MAPE = 6,10; MAE = 11,30 e Dindex = 0,953, comprovando a distribuição Gama como a mais adequada.

5 Chuva acumulada em determinado período

A precipitação geralmente é analisada em intervalos mensais. No entanto, em alguns estudos, como para fins de determinação da necessidade de irrigação, podem-se utilizar intervalos menores, como período de quinze dias (quinzenas) ou dez dias (decêndios) ou ainda cinco dias (pêntadas).

5.1 Chuva mensal

A chuva mensal é uma das variáveis climáticas mais usadas para a caracterização climática de uma região. A precipitação média mensal é frequentemente usada no balanço hídrico climático e também usada na classificação climática, como Köppen e Thornthwaite. Para obtenção da média representativa deve-se dispor de longas séries de dados.

5.2 Normal Climatológica

A Organização Meteorológica Mundial (OMM) define Normais como "valores médios calculados para um período relativamente longo e uniforme, compreendendo no mínimo três décadas consecutivas" e padrões climatológicos normais como "médias de dados climatológicos calculadas para períodos consecutivos de 30 anos. O período para o cálculo das Normais climatológicas é de 1901-1930, 1931-1960, 1961-1990 e 1991-2020. Segundo o Inmet (2018), no caso de estações para as quais a mais recente Normal Climatológica não esteja disponível, seja porque a estação não esteve em operação durante o período de 30 anos ou por outra razão qualquer, Normais Provisórias podem ser calculadas. Normais Provisórias são médias de curto período, baseadas em observações que se estendam sobre um período mínimo de 10 anos.

5.3 Chuva acumulada em intervalos inferiores ao mensal

Os intervalos de 5 ou 10 dias são recomendados para irrigação e são mais coerentes com os intervalos de irrigação. Como os meses têm número de dias variando de 28 a 31 dias, geralmente se adota a primeira quinzena do mês, do dia 1 ao dia 15 de cada mês, e a segunda quinzena do dia 16 até o último dia do mês. Para o intervalo de decêndios o terceiro decêndio é o período do dia 21 até o último dia do mês e da mesma forma em relação às pêntadas, considera-se que a sexta pêntada do mês é o intervalo do dia 26 ao último dia do mês. Assim, no período de um ano tem-se 12 meses, 24 quinzenas, 36 decêndios e 72 pêntadas.

5.4 Precipitação provável

Para a determinação da chuva com determinado nível de probabilidade de ocorrência utiliza-se uma distribuição de probabilidade. Diversos estudos indicam que a distribuição gama pode ser usada na estimativa dos totais mensais de precipitação (Silva *et al.*, 2007; Lima *et al.*, 2008). Para a precipitação mensal ou períodos maiores, como trimestres ou a precipitação anual, geralmente a distribuição normal se mostra adequada. No entanto, para totais de precipitação em intervalos de 5, 10, 15 dias, vários trabalhos mostram que a distribuição gama se mostra adequada (Assis, 1991; Lobato; Cabral; Andrade, 2002).

6 Dias de chuva

O dado total de precipitação pluvial em um mês (ou período menor como decêndio) não necessariamente representa a informação sobre a distribuição das chuvas no período, uma vez que pode ter ocorrido em poucos dias, ou até mesmo em um único dia. Com a informação do número de dias de chuva é possível ter-se uma ideia da intensidade da precipitação pluvial.

Na definição do número de dias de chuva deve-se definir o critério para considerar um dia "chuvoso". A princípio qualquer dia com chuva acima de 0,1mm (que é o menor valor de precipitação registrado nas estações da ANA e Inmet) é computado como dia de chuva. No entanto, alguns trabalhos consideram valores maiores, como 1,0mm, 2,0mm ou até 5,0mm.

Com a série de dias de chuvas mensais ou anual podem-se representar graficamente as médias mensais (Figura 4) ou a série temporal (Figura 5). Na Tabela 19 constam os valores de dias de chuva maior ou igual a 0,1mm para Capinzal, SC.

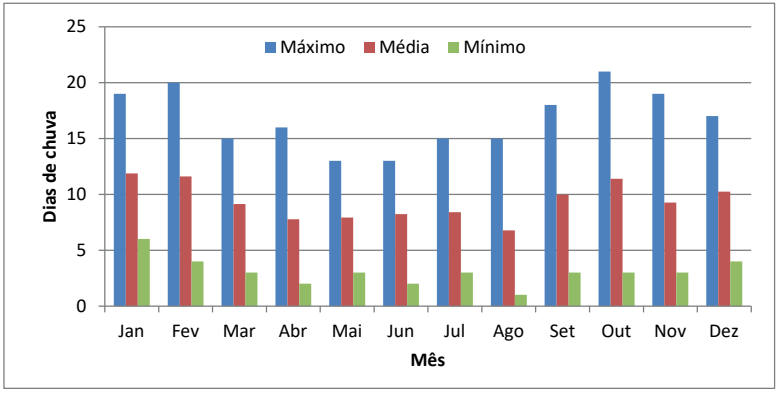


Figura 4. Dias de chuva mensais de Capinzal, SC (1991-2020)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 19. Dias de chuva (P ≥ 0,1 mm) de Capinzal, SC

Ano	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Anual
1991	8	4	8	9	5	8	4	8	7	11	8	11	91
1992	14	18	12	9	12	9	9	13	11	7	10	7	131
1993	16	14	13	10	7	7	15	4	15	14	9	12	136
1994	10	20	7	7	10	9	9	2	10	13	10	10	117
1995	16	11	10	10	6	8	8	6	9	11	8	9	112
1996	18	13	14	4	3	12	7	7	12	17	12	14	133
1997	7	15	3	7	5	9	7	9	8	15	13	16	114
1998	13	17	15	16	8	6	9	15	13	9	5	10	136
1999	12	10	6	13	8	9	11	4	9	10	8	9	109
2000	12	12	8	7	10	12	8	7	12	12	9	17	126
2001	19	19	9	11	12	8	10	4	13	10	9	8	132
2002	11	9	13	9	9	11	10	11	8	12	11	13	127
2003	8	12	10	2	3	8	4	4	7	10	10	10	88
2004	6	7	6	7	8	3	9	5	11	10	13	10	95
2005	10	7	7	13	12	12	5	9	18	16	6	4	119
2006	14	11	10	4	6	7	15	8	6	6	12	9	108
2007	14	10	10	11	8	7	11	7	14	21	11	9	133
2008	7	9	9	13	6	10	6	7	9	17	7	7	107
2009	11	7	7	3	8	7	14	10	17	9	19	13	125
2010	13	14	11	6	11	5	8	4	8	8	8	13	109
2011	11	13	10	7	3	10	10	12	7	11	7	8	109
2012	10	10	5	10	3	7	9	1	6	10	3	13	87
2013	8	14	14	4	9	11	6	8	10	11	8	7	110
2014	17	11	14	6	7	13	4	7	13	5	9	10	116
2015	15	11	5	7	10	6	14	3	12	10	14	8	115
2016	7	13	7	5	9	2	6	9	7	10	6	9	90
2017	10	11	8	6	10	8	3	6	4	16	8	9	99
2018	15	9	11	5	-	10	5	6	13	15	7	11	-
2019	13	8	9	9	13	2	7	4	7	13	9	9	103
2020	11	9	3	3	9	11	9	3	3	3	9	12	85

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

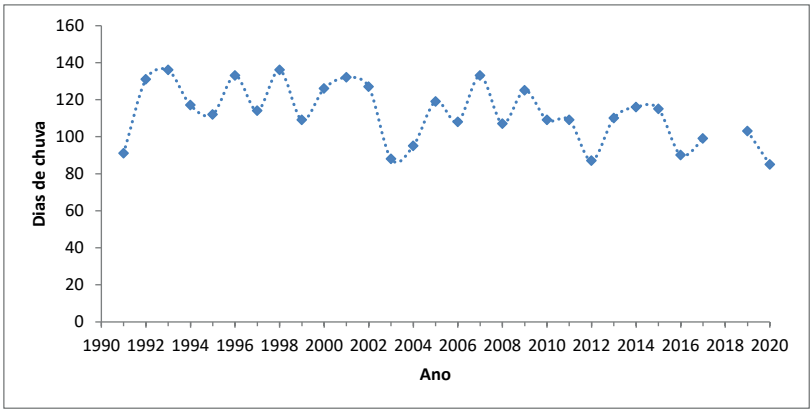


Figura 5. Dias de chuva anuais de Capinzal, SC (1991-2020)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Da mesma forma que a chuva total, podem-se utilizar as distribuições de probabilidades para calcular o número de dias de chuva com diferentes níveis de probabilidade. Destacam-se as distribuições de probabilidade Normal, Log-Normal, Gama e Gama mista para estimativas de dias de chuva.

Usando a distribuição Normal podem-se obter os valores esperados de dias de chuva para diferentes níveis de probabilidade de Capinzal (Tabela 20).

Tabela 20. Dias de chuva (P ≥ 0,1 mm) estimados para Capinzal, SC

Período	0,05	0,10	0,20	0,25	0,50	0,75	0,80	0,90	0,95
Jan.	6,1	7,4	8,9	9,5	11,9	14,2	14,8	16,3	17,6
Fev.	5,5	6,8	8,5	9,1	11,6	14,1	14,7	16,4	17,7
Mar.	3,8	5,0	6,4	6,9	9,1	11,3	11,9	13,3	14,5
Abr.	2,1	3,4	4,9	5,5	7,8	10,1	10,7	12,2	13,4
Mai.	3,2	4,2	5,5	6,0	7,9	9,9	10,4	11,6	12,7
Jun.	3,6	4,6	5,8	6,3	8,2	10,1	10,6	11,9	12,9
Jul.	3,0	4,2	5,7	6,2	8,4	10,6	11,1	12,6	13,8
Ago.	1,3	2,5	4,0	4,5	6,8	9,0	9,6	11,0	12,2
Set.	4,0	5,3	6,9	7,5	10,0	12,4	13,0	14,6	15,9
Out.	5,0	6,4	8,1	8,8	11,4	14,0	14,7	16,4	17,8
Nov.	4,2	5,3	6,7	7,2	9,3	11,3	11,8	13,2	14,3
Dez.	5,6	6,6	7,9	8,3	10,2	12,1	12,6	13,8	14,8
Ano	86,6	92,3	99,2	101,9	112,5	123,1	125,7	132,7	138,4

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

7 Chuva crítica para drenagem agrícola

A análise de frequência de ocorrência de chuva pode ser de interesse no estabelecimento dos valores de chuva mais frequentes ou dos valores de chuva que ocorrem N vezes por ano. Na drenagem dos solos agrícolas recomenda-se dimensionar o sistema de drenagem com base na chuva que ocorre 5 vezes ao ano, denominado "chuva crítica". Pizarro (1978) recomenda fazer a distribuição de frequência da série histórica de dados pluviométricos diários em intervalos de classe, o que consiste basicamente em gerar uma tabela, conforme segue:

- Ordenar os dados de precipitação em ordem crescente, em classe de ordem i e intervalos de classe (para chuva crítica de drenagem o autor sugere intervalo de 5mm);
- Anotar o número de observações (Ni) em cada intervalo;
- Calcular a frequência de precipitação (Fi) em cada classe, dividindo Ni pelo número total de observações (NT);
- Calcular a frequência com que a chuva é igualada ou superada (Fsi), dividindo o número total de observações maiores ou iguais ao limite inferior da classe i (Mi) por NT;
- Calcular a frequência das precipitações inferiores à considerada (f), diminuindo da unidade o valor de Fsi;
- Calcular o período de retorno em dias (Td) como o inverso da frequência de precipitações superiores;
- Calcular o período de retorno em anos (T), dividindo (Td) pelo número de observações independentes por ano;
- Calcular o número de vezes (nv) por ano em que a chuva supera uma precipitação Pi como o inverso do período de retorno em anos.

Dessas tabelas podem-se extrair os valores de precipitação que ocorrem 5 vezes ao ano. Quando nessas tabelas não se encontra o valor de frequência exata 5, utiliza-se como valor de chuva crítica o limite superior da classe de precipitação mais próxima e com frequência imediatamente superior a 5 vezes ao ano. Na Tabela 21 consta um exemplo ilustrativo da aplicação do método da chuva critica para os dados de precipitação de Capinzal, SC.

Tabela 21. Exemplo de distribuição de frequência para determinação da chuva crítica para drenagem do solo de Capinzal, SC

Classe	LI	LS	N	FA	FR (%)	F≥	F<	T (dias)	T (anos)	NV
1	0	0	1071	1071	0,3156	1,0000	0,0000	1,000	0,003	365,00
2	0	5	586	1657	0,1727	0,6844	0,3156	1,461	0,004	249,79
3	5	10	392	2049	0,1155	0,5116	0,4884	1,955	0,005	186,75
4	10	15	339	2388	0,0999	0,3961	0,6039	2,525	0,007	144,58
5	15	20	227	2615	0,0669	0,2962	0,7038	3,376	0,009	108,11
6	20	25	216	2831	0,0637	0,2293	0,7707	4,361	0,012	83,69
7	25	30	141	2972	0,0416	0,1656	0,8344	6,037	0,017	60,46
8	30	35	114	3086	0,0336	0,1241	0,8759	8,059	0,022	45,29
9	35	40	75	3161	0,0221	0,0905	0,9095	11,052	0,030	33,03
10	40	45	71	3232	0,0209	0,0684	0,9316	14,625	0,040	24,96
11	45	50	30	3262	0,0088	0,0475	0,9525	21,075	0,058	17,32
12	50	55	29	3291	0,0085	0,0386	0,9614	25,901	0,071	14,09
13	55	60	20	3311	0,0059	0,0301	0,9699	33,265	0,091	10,97
14	60	65	18	3329	0,0053	0,0242	0,9758	41,378	0,113	8,82
15	65	70	16	3345	0,0047	0,0189	0,9811	53,016	0,145	6,88
16	70	75	8	3353	0,0024	0,0141	0,9859	70,688	0,194	5,16
17	75	80	7	3360	0,0021	0,0118	0,9882	84,825	0,232	4,30
18	80	85	9	3369	0,0027	0,0097	0,9903	102,818	0,282	3,55
19	85	90	5	3374	0,0015	0,0071	0,9929	141,375	0,387	2,58
20	90	95	4	3378	0,0012	0,0056	0,9944	178,579	0,489	2,04
21	95	100	2	3380	0,0006	0,0044	0,9956	226,200	0,620	1,61
22	100	105	6	3386	0,0018	0,0038	0,9962	261,000	0,715	1,40
23	105	110	1	3387	0,0003	0,0021	0,9979	484,714	1,328	0,75
24	110	115	0	3387	0,0000	0,0018	0,9982	565,500	1,549	0,65
25	115	120	1	3388	0,0003	0,0018	0,9982	565,500	1,549	0,65
26	120	125	1	3389	0,0003	0,0015	0,9985	678,600	1,859	0,54
27	125	130	1	3390	0,0003	0,0012	0,9988	848,250	2,324	0,43
28	130	135	3	3393	0,0009	0,0009	0,9991	1131,000	3,099	0,32

LI – limite inferior da classe; LS – limite superior da classe; N – número de observações (frequência absoluta); FA – frequência acumulada; FR = frequência relativa; F>= – Frequência que a precipitação é igualada ou superada; F< – frequência que a precipitação é menor; T (dias) – Período de retorno em dias; T(ano) – Período de retorno em anos; NV – número de vezes por ano que a chuva supera o valor.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Tabela 21 pode-se observar que as chuvas diárias de 70 a 75mm ocorrem com frequência de 5,16 vezes ao ano, e assim pode-se considerar que as chuvas com frequência de 5 vezes ao ano têm valor estimado de 75mm.

8 Chuvas máximas anuais

Nos dimensionamentos dos projetos de engenharia, como drenagem superficial e vertedouros de barragens, deve-se estabelecer a chuva máxima associada com determinado nível de probabilidade. O procedimento normalmente adotado na estimativa da chuva de projeto consiste em ajustar uma distribuição teórica de probabilidade aos dados observados e, com base nesta distribuição, estimar os valores da precipitação extrema associada a uma dada probabilidade (ou período de retorno).

Para projetos que envolvem grandes bacias, ou em estudos de drenagem agrícola, muitas vezes é necessário considerar a frequência de chuvas de grande duração (Namitha; Vinothkumar, 2019). Da mesma forma, estudos sobre riscos de deslizamentos podem requerer dados de chuva acumulada em vários dias. Valverde, Cardoso e Brambila (2018) consideraram que a chuva máxima acumulada em 5 dias é um bom indicador para a ocorrência de deslizamentos, destacando que, quando acontecem chuvas persistentes por vários dias, as áreas mais vulneráveis, consideradas de risco geológico/geotectônico, sofrem os maiores impactos.

Existem várias distribuições de probabilidade que podem ser aplicadas nos estudos de chuvas máximas. Entre estas se destacam a distribuição de Gumbel ou distribuição de extremos tipo I, distribuição Log-Normal, distribuição Pearson tipo III, distribuição Log-Pearson tipo III (Kite, 1977) e a distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) (Quadros *et al.*, 2011; Alves *et al.*, 2013).

Segundo Sevruk e Geiger (1981), não há uma teoria suficientemente firme para justificar o uso de uma ou outra distribuição. No entanto, existem algumas justificativas teóricas para a aplicação da distribuição de Gumbel, distribuição Pearson e Log-Normal para a análise dos valores extremos. Vários trabalhos (Back, 2001; Sansigolo, 2008) mostraram que a distribuição de Gumbel é a que melhor se ajusta aos dados de precipitação máxima pluvial. Com base nestes trabalhos, muitos autores utilizam a distribuição de Gumbel em seus estudos, assumindo a hipótese de que os dados amostrais seguem essa distribuição sem testar esta hipótese ou procurar outra distribuição que poderia proporcionar um melhor ajuste. De acordo com Millington, Das e Simonovic (2011), para os estudos de precipitações máximas, o Conselho de Recursos Hídricos dos Estados Unidos obriga o uso da distribuição Log-Pearson tipo III, enquanto no Canadá o uso obrigatório é a função de Gumbel, com seus parâmetros estimados pelo método dos momentos.

Em trabalhos das últimas décadas a distribuição GEV é comumente citada para análises de frequências de precipitações máximas anuais (Haktanir, Cobaner e Kisi, 2010). Segundo Quadros, Queiroz e Vilas Boas (2011), quando há necessidade de extrapolação dos dados amostrais para grandes períodos de retorno, a distribuição GEV

ajusta valores mais próximos à realidade. A distribuição GEV possui três parâmetros e, de acordo com Millington, Das e Simonovic (2011), uma distribuição com maior número de parâmetros flexíveis terá maior precisão para modelagem de dados que uma distribuição com menor número de parâmetros.

Com os dados diários de precipitação, pode-se determinar a chuva máxima com duração de um dia ou durações maiores, agregando os dados diários até a duração desejada. Assim, para determinar a chuva máxima anual com duração de sete dias, deve-se avaliar o maior valor da soma de sete dias seguidos dentro do ano. Para cada série deve-se ajustar uma distribuição de probabilidades adequada e obter as estimativas de chuvas máximas.

Na Tabela 22 constam os valores de chuva máxima com duração de um a dez dias de Capinzal, SC.

Tabela 22. Série de chuvas máximas anuais com duração de um a dez dias de Capinzal, SC

	Duração da chuva (Dias)									
Ano	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1991	81,1	81,8	82,3	117,8	122,8	124,8	124,8	127,7	150,7	155,7
1992	85,8	85,8	97,0	109,7	110,1	137,3	140,1	160,7	161,0	164,9
1993	79,6	79,6	95,8	97,8	138,8	138,8	138,8	159,1	159,1	194,4
1994	72,1	72,8	79,0	92,0	94,1	94,1	116,5	129,6	129,6	155,2
1995	102,7	125,7	160,5	175,6	178,0	205,1	225,1	225,1	226,0	226,0
1996	68,5	118,5	119,8	126,5	137,6	154,6	156,9	173,9	173,9	173,9
1997	88,1	117,1	118,4	134,2	142,6	163,2	175,9	176,2	182,9	206,5
1998	97,2	97,2	119,2	119,2	128,6	131,8	156,5	158,8	158,8	199,2
1999	129,3	136,9	145,0	182,4	243,1	257,3	257,3	257,6	274,9	323,9
2000	100,0	143,9	143,9	176,6	220,5	251,7	251,7	251,7	251,7	251,7
2001	98,5	122,9	144,4	157,2	180,3	180,3	194,8	195,9	208,4	210,4
2002	73,7	73,7	84,1	86,1	101,8	121,2	136,5	155,8	155,8	155,8
2003	74,7	82,3	94,0	103,4	133,1	140,7	168,1	175,7	178,0	178,0
2004	136,1	168,0	223,1	271,1	290,0	295,7	295,7	295,7	295,7	295,7
2005	121,1	168,5	186,6	200,3	218,4	230,1	230,1	243,4	308,5	326,6
2006	99,4	99,4	99,4	99,4	109,1	115,4	141,5	141,5	141,5	141,5
2007	138,0	163,5	199,4	254,8	280,3	284,6	284,6	316,7	342,2	354,7
2008	138,0	141,1	141,2	171,6	174,7	189,4	200,1	207,3	249,4	300,6
2009	57,2	87,2	92,2	103,6	118,4	118,4	120,8	125,4	142,8	149,0
2010	86,0	98,3	122,7	127,0	127,0	142,7	154,0	154,0	159,5	166,3
2011	81,1	81,8	82,3	117,8	122,8	124,8	124,8	127,7	150,7	155,7

	Duração da chuva (Dias)									
Ano	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2012	85,8	85,8	97,0	109,7	110,1	137,3	140,1	160,7	161,0	164,9
2013	79,6	79,6	95,8	97,8	138,8	138,8	138,8	159,1	159,1	194,4
2014	72,1	72,8	79,0	92,0	94,1	94,1	116,5	129,6	129,6	155,2
2015	102,7	125,7	160,5	175,6	178,0	205,1	225,1	225,1	226,0	226,0
2016	68,5	118,5	119,8	126,5	137,6	154,6	156,9	173,9	173,9	173,9
2017	88,1	117,1	118,4	134,2	142,6	163,2	175,9	176,2	182,9	206,5
2018	97,2	97,2	119,2	119,2	128,6	131,8	156,5	158,8	158,8	199,2
2019	129,3	136,9	145,0	182,4	243,1	257,3	257,3	257,6	274,9	323,9
2020	100,0	143,9	143,9	176,6	220,5	251,7	251,7	251,7	251,7	251,7

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Considerando as distribuições de probabilidades indicadas para chuvas máximas foram testadas diversas distribuições, obtendo os resultados da Tabela 23. Verifica-se que, pelos testes de aderência, todas as distribuições de probabilidades podem ser usadas. Nestes casos deve-se definir qual é a melhor distribuição. Os índices de desempenho podem ser usados com esse objetivo. Na Tabela 23 constam os valores dos índices de desempenho e o escore atribuído, considerando 1 a melhor distribuição de probabilidades, 2 para a segunda e assim por diante.

Tabela 23. Ajuste dos parâmetros das distribuições de probabilidades para a série de chuvas máximas de Capinzal, SC

	Parâmetros			Teste de Aderência		
Distribuição	escala	posição	forma	KS	AD	Rf
Gumbel-MM	18,819	84,181	-	0,1227	0,451	0,9723
Gumbel-MV	20,546	83,592	-	0,1137	0,307	0,9723
Gumbel-LM	20,074	83,450	-	0,1206	0,335	0,9723
Gumbel-Chow	21,698	83,408	-	0,1054	0,288	0,9723
Log-Normal 2-MM	4,523	0,258	-	0,0996	0,292	0,9800
Log-Normal 2-MV	4,523	0,254	-	0,1010	0,310	0,9802
Log-Normal 2-LM	4,520	0,261	-	0,1022	0,287	0,9798
Log-Normal 3-MM	5,389	0,109	-125,24	0,1013	0,342	0,9839
Log-Normal 3-MV	4,725	0,211	-20,13	0,0950	0,299	0,9822
Log-Normal 3-LM	4,907	0,180	-42,41	0,0932	0,291	0,9831
Pearson III-MM	3,983	36,726	-51,23	0,1010	0,340	0,9841
Pearson III-MV	8,278	8,550	24,27	0,0967	0,307	0,9821
Pearson III-LM	6,684	13,861	2,39	0,0928	0,288	0,9836

	Parâmetros			Teste de Aderência		
Distribuição	escala	posição	forma	KS	AD	Rf
Log-Pearson III-MM	-0,019	178,899	7,97	0,0948	0,297	0,9762
Log-Pearson III-LM	0,264	216,766	-52,75	0,4523	9,905	0,4190
Log-Pearson III-MIX	-0,010	634,683	10,88	0,0979	0,316	0,9785
GEV-MM	0,179	22,596	85,45	0,0974	0,315	0,9854
GEV-LM	0,133	22,377	84,75	0,0911	0,284	0,9841

KS-crítico = 0,2420; AD crítico = 0,752; RF crítico = 0,9699
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Se for considerado o critério do menor RMSE, a distribuição GEV-MM seria a selecionada. No entanto, se for considerado o menor SMAD então as distribuições PE3-LM e GEV-LM tiveram o mesmo desempenho. Uma alternativa muito usada por vários pesquisadores é considerar vários índices de desempenho e fazer um ranqueamento pela soma dos escores dos índices. No exemplo da Tabela 24, considerando os cinco índices de desempenho, a distribuição GEV-LM é considerada a melhor (Figura 6), seguida de PE3-LM.

Tabela 24. Desempenho das distribuições de probabilidade para chuvas máximas com duração de 1 dia de Capinzal, SC

Distri-buição	Índice de desempenho					Escore do índice de desempenho						
	a	b	c	d	e	a	b	c	d	e	Soma	Rank
GB-MM	5,57	0,0399	3,900	3,796	0,579	13	16	17	16	15	77	16
GB-MV	5,78	0,0361	3,386	3,431	0,573	15	14	12	14	14	69	14
GB-LM	5,66	0,0373	3,511	3,543	0,581	14	15	15	15	16	75	15
GB-Chow	6,34	0,0354	3,233	3,361	0,564	17	13	8	13	13	64	13
LN2-MM	4,75	0,0335	3,182	3,179	0,499	10	8	7	8	9	42	9
LN2-MV	4,70	0,0338	3,237	3,207	0,499	9	9	9	9	10	46	10
LN2-LM	4,80	0,0332	3,120	3,151	0,503	11	6	3	6	11	37	7
LN3-MM	4,24	0,0351	3,472	3,332	0,453	3	12	14	12	6	47	11
LN3-MV	4,46	0,0324	3,088	3,082	0,469	7	3	1	3	7	21	3
LN3-LM	4,37	0,0326	3,158	3,097	0,450	6	4	5	4	4	23	4
PE3-MM	4,22	0,0349	3,456	3,319	0,450	2	10	13	10	5	40	8
PE3-MV	4,48	0,0329	3,175	3,128	0,474	8	5	6	5	8	32	6
PE3LM	4,32	0,0323	3,126	3,070	0,443	5	2	4	2	3	16	2
LP3	6,34	0,0400	3,766	3,799	0,622	16	17	16	17	17	83	17
LP3LM	5,22	0,0350	3,316	3,323	0,539	12	11	11	11	12	57	12
GEV-MM	4,05	0,0334	3,299	3,177	0,423	1	7	10	7	1	26	5
GEV-LM	4,25	0,03206	3,106	3,047	0,435	4	1	2	1	2	10	1

a = RMSE; b = SMAD; c = MAPE; d = MAE; e = D-index
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

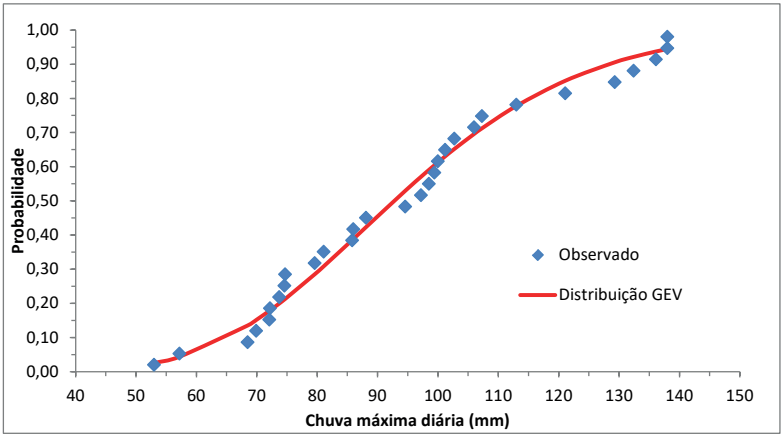


Figura 6. Aderência da distribuição GEV aos dados de chuva máxima anual de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Tabela 25 podem-se observar os valores de chuva máxima estimada para diversos períodos de retorno usando a distribuição GEV-LM. Fazendo este mesmo raciocínio para as demais durações, pode-se estimar a chuva máxima com duração de um a dez dias (Figura 7).

Tabela 25. Chuva máxima estimada para Capinzal, SC

T (anos)	P[X<x]	P[X>x]	Chuva máxima (mm)
2	0,500	0,500	92,7
5	0,800	0,200	115,2
10	0,900	0,100	128,3
20	0,950	0,050	139,7
25	0,960	0,040	143,1
50	0,980	0,020	152,9
100	0,990	0,010	161,8
500	0,998	0,002	179,4
1000	0,999	0,001	185,9

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

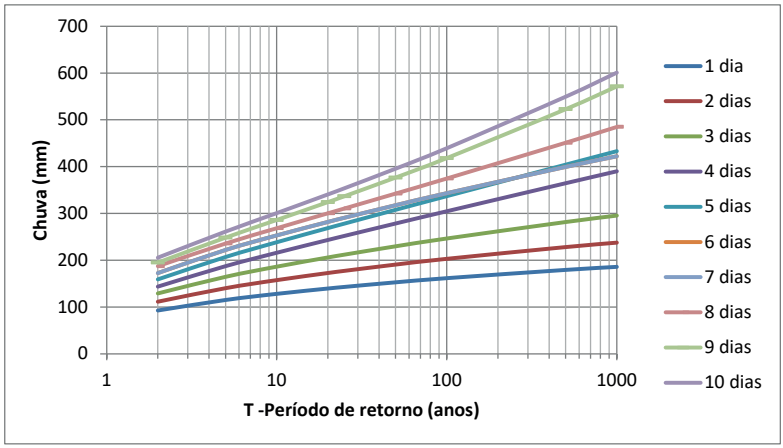


Figura 7. Chuva máxima com duração de um a dez dias de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

8.1 Desagregação da precipitação diária

Com os dados do pluviômetro determina-se a chuva máxima diária. No entanto, existem muitas aplicações na hidrologia que requerem dados de chuva com duração subdiária que podem ser obtidas de dados pluviográficos ou de estações automáticas.

As séries pluviográficas, além de menor número, em geral são de períodos mais curtos e com mais falhas que as séries pluviométricas. Fechine Sobrinho *et al.* (2014) destacam o número reduzido de informações pluviográficas e deficiências na rede de monitoramento. Nos estudos hidrológicos a Organização Meteorológica Mundial recomenda a utilização de séries com 30 anos de dados (Silva *et al.*, 2012; Braga *et al.*, 2018). Rodrigues *et al.* (2008) também ressaltam a importância do tamanho das séries de dados na precisão dos resultados da equação que relaciona as grandezas Intensidade, Duração e Frequência, conhecida como equação IDF.

A carência de longas séries de dados pluviográficos contrasta com a relativa abundância de séries de dados pluviométricos diários. Dessa forma, tem sido muito comum o uso de técnicas de desagregação da chuva diária em chuvas de curta duração, e a partir desses dados, ajustar a equação IDF (Rangel; Hartwig, 2016). O método de desagregação da chuva diária tem como pressuposto que existem relações aproximadamente constantes entre os totais precipitados em um dia e totais precipitados em períodos mais curtos (Zuffo, 2004; Back, 2013; Back; Panatto; Souza, 2023).

Para a desagregação da chuva diária podem-se utilizar diferentes metodologias, entre as quais se destacam o método das isozonas (Santos, 2015), o método das relações

entre durações e o método de Bell (Silva; Oliveira, 2017). No Brasil é amplamente difundido o uso dos coeficientes de desagregação apresentados por Cetesb 1986; Pereira, Duarte e Sarmento, 2017; Back, 2022. Vários trabalhos comparando metodologias para obtenção de equação IDF por desagregação da chuva mostraram que o método usando os coeficientes da Cetesb foi o que melhor representou as intensidades máximas de precipitação (Vargas *et al.*, 2015, Caldeira *et al.*, 2015). Back (2013) apresentou as relações entre durações de chuvas intensas observadas em 13 estações pluviográficas de Santa Catarina. Essas relações apresentam diferenças importantes em relação às relações médias do Brasil (Tabela 26).

Tabela 26. Relações entre precipitações de diferentes durações

Relação entre duração	Santa Catarina (Back, 2013)	Brasil (Cetesb, 1986)
5 min./30 min.	0,35	0,34
10 min./30 min.	0,53	0,54
15 min./30 min.	0,68	0,70
20 min./30min.	0,81	0,81
25 min./30 min.	0,91	0,91
30 min./1 h	0,75	0,74
35 min./1 h	0,80	-
40 min./1 h	0,85	-
45 min./1 h	0,89	-
50 min./1 h	0,93	-
55 min./1 h	0,96	-
1h /24 h	0,35	0,42
1,25 h/24 h	0,38	-
1,50 h/24 h	0,41	-
1,75 h/24 h	0,44	-
2 h/24 h	0,46	-
2,5 h/24 h	0,49	-
3 h/24 h	0,51	-
4 h/24 h	0,55	-
5 h/24 h	0,58	-
6 h/24 h	0,61	0,72
7 h/24 h	0,64	-

Relação entre duração	Santa Catarina (Back, 2013)	Brasil (Cetesb, 1986)
8 h/24 h	0,66	-
10 h/24 h	0,71	0,82
12 h/24 h	0,76	0,85
14 h/24 h	0,81	-
16 h/24 h	0,85	-
18 h/24 h	0,89	-
20 h/24 h	0,93	-
22 h/24 h	0,97	-
24h h/1 dia	1,16	1,14

Fonte: Back (2022)

As relações entre chuvas de diferentes durações foram analisadas em vários trabalhos (Bell, 1969; Chen, 1983; Froehlich, 1993), sendo dada ênfase nas discussões sobre a relação entre chuvas de 1h (P_{1h}) e de 24h (P_{24h}), denominada de coeficiente R, dado por:

$$R = \frac{P_{1h}}{P_{24h}} \tag{142}$$

Huff e Angel (1989), analisando dados de chuva de 34 estações pluviográficas de Illinois e 21 estações de estados vizinhos, acharam o coeficiente R médio de 0,46. Para 12 horas a relação foi de 0,87, mostrando-se mais semelhante às relações médias do Brasil. Usando mapas com isoietas de chuva para grandes regiões dos EUA, Chen (1983) observou que o coeficiente R independe do período de retorno e varia conforme a localização geográfica, variando entre valores de 0,1 e 0,6, com valor médio de 0,4. O US Weather Bureau (1961) destaca que no lado de barlavento das altas montanhas do oeste dos EUA o coeficinte R é baixo, próximo de 0,10. Ao sul do Arizona e algumas partes do meio-oeste dos EUA o valor é acima de 0,6, com valor médio nos EUA de 0,40. Schwab *et al.* (1981), analisando dados dos Estados Unidos, observaram que o coeficinte R varia de 0,28 a 0,60, com média de 0,47.

As relações entre chuvas de diferentes durações também foram estudadas em outros países. De acordo com Chowdhury *et al.* (2007) e Rashid; Faruque; Alam (2012), o Departamento de Meteorologia da Índia (*Indian Meteorological Department* - IMD) apresenta uma fórmula para o fator de redução da chuva diária dada por:

$$K = \left(\frac{t}{24}\right)^{0,33} \tag{143}$$

Em que:
K = coeficiente de desagregação;
t = duração da chuva (h).

Na Figura 8 podem-se visualizar as diferenças nas relações entre durações.

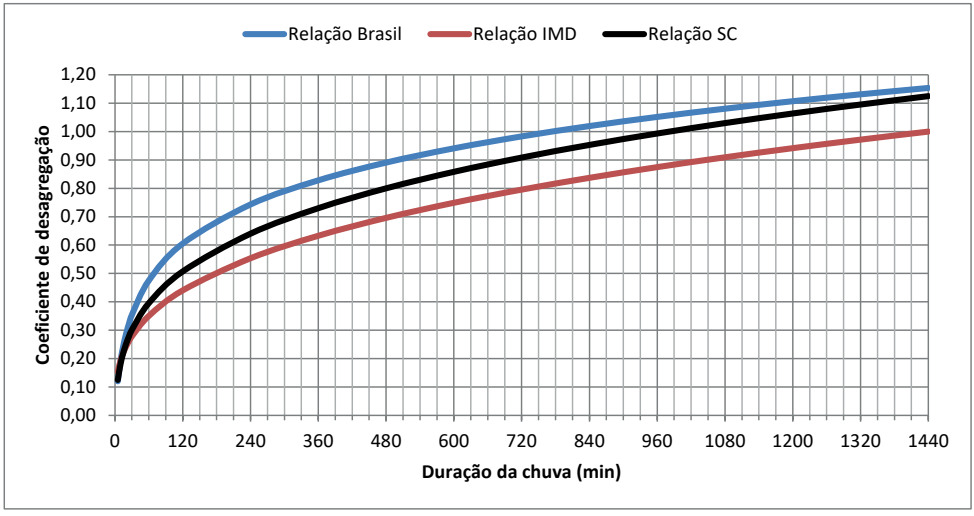


Figura 8. Coeficientes de desagregação da chuva diária em chuva de menor duração
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

8.2 Equações IDF

As curvas IDF surgiram com os estudos de Bernard (1932) e posteriormente têm sido apresentadas as curvas (ou equações) IDF em diferentes regiões do planeta (Chow; Maidment; Mays, 1988; Ewea *et al.*, 2018; Puricelli, 2018). Com o avanço dos recursos computacionais aplicados à engenharia as equações IDF ganham ainda maior importância, uma vez que permitem a implantação de rotinas computacionais para obtenção das informações de chuva em função da duração e frequência (Back; Wildner; Pereira, 2021).

As relações entre intensidade, duração e frequência de chuvas podem ser expressas por meio de equações. O modelo de equação IDF mais usado no Brasil e em vários países e dados por:

$$I = \frac{K T^m}{(t+b)^n} \tag{144}$$

Em que:

I = intensidade máxima média da chuva (mm/h);

K, m, b, n = coeficientes da equação a serem ajustados;

T = período de retorno (anos);

t = duração da chuva (minutos).

Chow, Maidment e Mays (1988) descrevem a obtenção das equações IDF em três etapas. Na primeira etapa é ajustada uma distribuição de probabilidade à série de máximas anuais de chuva diária, e com ela estimam-se as chuvas com duração de um dia e período de retorno geralmente entre 2 e 100 anos. Na segunda etapa utilizam-se os coeficientes de desagregação para estimar as intensidades (ou alturas) de chuva com duração de 5 a 1.440 minutos. A terceira etapa consiste no ajuste dos coeficientes da equação IDF.

O ajuste dos coeficientes da equação 144 pode ser feito empregando métodos numéricos de minimização das diferenças entre as intensidades observadas e estimadas pela equação IDF, como, por exemplo, a função de minimização da soma dos quadrados dos desvios relativos, dada por:

$$S = \sum_{t=1}^{n} \sum_{T=1}^{z} \left(\frac{(Ie_{t,T} - Io_{t,T})}{Io_{t,T}} \right)^2 \quad (145)$$

Em que:

$Ie_{t,T}$ = intensidade da chuva com duração t e período de retorno T estimada pela equação IDF;

$Io_{t,T}$ = intensidade da chuva com duração t e período de retorno T observada;

N = número de durações consideradas;

Z = número de períodos de retorno considerados.

Para avaliar a precisão da estimativa podem ser utilizados índices de desempenho como erro padrão de estimativa (EP), erro médio percentual (PBIAS), erro médio absoluto (MAE) e coeficiente de determinação (R^2), vistos no item 4.7, ou ainda o coeficiente Nash-Sutcliffe (NS), índice de concordância (d), respectivamente pelas equações 146 e 147.

$$NS = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N} (Ei - Oi)^2}{\sum_{i=1}^{N} (Ei - O)^2} \quad (146)$$

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (Ei - Oi)^2}{\sum_{I=1}^{N} (|Ei - O| + |Oi - O|)^2} \quad (147)$$

Em que:

Ei = valor de intensidade estimada pela equação;

Oi = valor de intensidade da chuva obtida pela desagregação;

E = valor médio das estimativas pela equação;
N = número de valores;
NS =coeficiente de Nash-Sutcliffe;
d = índice de concordância;
O = valor médio.
Na Tabela 27 constam as intensidades de chuva obtidas pela desagregação da chuva diária de Capinzal em chuvas de menor duração usando os coeficientes de desagregação da Cetesb.

Tabela 27. Intensidade da chuva de Capinzal obtida pela desagregação da chuva diária (mm/h)

Duração (min)	T (período de retorno)						
	2	5	10	20	25	50	100
5	134,2	166,5	185,5	201,9	206,9	221,0	233,9
10	106,5	132,2	147,3	160,4	164,3	175,5	185,7
15	92,1	114,3	127,3	138,6	142,0	151,7	160,5
20	79,9	99,2	110,5	120,3	123,2	131,6	139,3
25	71,8	89,1	99,3	108,1	110,7	118,3	125,2
30	65,8	81,6	90,9	99,0	101,4	108,3	114,7
60	44,4	55,2	61,4	66,9	68,5	73,2	77,5
360	12,7	15,8	17,6	19,1	19,6	20,9	22,1
600	8,7	10,8	12,0	13,1	13,4	14,3	15,1
720	7,5	9,3	10,4	11,3	11,6	12,3	13,1
1440	4,4	5,5	6,1	6,6	6,8	7,3	7,7

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Aplicando a minimização da função 148, pode-se ajustar a equação conforme:

$$I = \frac{1074{,}77T^{0{,}1889}}{(t+11{,}8)^{0{,}7583}} \quad (148)$$

As intensidades de chuva estimada são apresentadas na Tabela 28, onde verificam-se valores próximos aos observados. O erro médio quadrático (RMSE) é de 3,81mm/h e o coeficiente de determinação (R^2) é de 0,9965 mostrando excelente ajuste.

Tabela 28. Intensidade da chuva de Capinzal obtida pela equação IDF ajustada (mm/h)

Duração (min)	T - Período de retorno (anos)						
	2	5	10	20	25	50	100
5	139,4	158,4	174,4	192,0	198,0	218,1	240,1
10	114,4	130,0	143,1	157,5	162,5	178,9	197,0
15	97,8	111,1	122,3	134,7	138,9	153,0	168,4
20	85,9	97,6	107,4	118,3	122,0	134,3	147,9
25	76,9	87,3	96,2	105,9	109,2	120,3	132,4
30	69,8	79,3	87,3	96,1	99,2	109,2	120,2
60	46,3	52,6	57,9	63,8	65,8	72,4	79,7
360	13,3	15,1	16,6	18,3	18,9	20,8	22,9
600	9,1	10,4	11,4	12,6	13,0	14,3	15,7
720	8,0	9,0	10,0	11,0	11,3	12,5	13,7
1440	4,7	5,4	5,9	6,5	6,7	7,4	8,2

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

8.3 Equação alternativa

As relações IDF necessitam de constante atualização. Zuffo (2004) comenta que existe necessidade de revisão periódica, pelo menos uma vez a cada década, das equações IDF, e também destaca que devem ser usadas séries históricas de precipitação mais recentes. O procedimento do ajuste dos coeficientes de equação IDF é trabalhoso e requer rotinas estatísticas específicas. A utilização de mais de uma equação, além de elevar o grau de dificuldade no ajuste das equações de chuvas intensas pode causar descontinuidade na relação IDF.

Back (2020) propôs um modelo alternativo de equação de chuvas intensas baseado nas relações entre durações estabelecidas pela Cetesb (1986), em que a intensidade e a altura da chuva podem ser obtidas diretamente a partir da chuva máxima diária. Os modelos alternativos propostos para a estimativa da altura e intensidade da chuva são dados respectivamente pelas equações 149 e 150:

$$h = \left(\frac{t}{27{,}9327 + 3{,}8346\, t^{0{,}7924}}\right) P_{1dia} \tag{149}$$

$$i = \left(\frac{60}{27{,}9327 + 3{,}8346\, t^{0{,}7924}}\right) P_{1dia} \tag{150}$$

O modelo proposto tem a vantagem de permitir a atualização somente com a atualização da estimativa da chuva máxima com duração de um dia e apresenta o menor erro padrão de estimativa quando comparado com as equações IDF tradicionais.

O modelo que engloba a frequência pode ser expresso por:

$$i = \left(\frac{60}{27{,}9327 + 3{,}8346\, t^{0{,}7924}}\right)[d\ln(T) + e] \quad (151)$$

Em que:

i = intensidade da chuva (mm/h);

t = duração da chuva (0 < t ≤ 1440 minutos);

T= período de retorno (anos);

d, e = coeficientes obtidos da regressão logarítmica dos valores de chuva máxima diária e o período de retorno T.

Usando as relações de chuvas observadas em Santa Catarina, Back e Wildner (2021) ajustaram as equações como:

$$h = \left(\frac{t}{16{,}5297 + 7{,}5911\, t^{0{,}7088}}\right) P_{1dia} \quad (152)$$

$$i = \left(\frac{60}{16{,}5297 + 7{,}5911\, t^{0{,}7088}}\right) P_{1dia} \quad (153)$$

Para o exemplo de Capinzal pode-se estimar a intensidade da chuva com período de retorno de 20 anos e duração de 15 minutos como:

$$i = \left(\frac{60}{16{,}5297 + 7{,}5911\,(15)^{0{,}7088}}\right) 139{,}7 = 138{,}1 \text{ mm/h} \quad (154)$$

O valor obtido pode ser comparado ao valor da tabela onde se percebe que as diferenças são desprezíveis. Ajustando-se a função logarítmica para a relação entre a chuva máxima e o período de retorno, a função generalizada para Capinzal é dada por:

$$i = \left(\frac{60}{27{,}9327 + 3{,}8346\, t^{0{,}7924}}\right)[17{,}4\ln(T) + 85{,}3] \quad (155)$$

8.4 Mês de ocorrência do evento extremo

A época de ocorrência de eventos extremos de chuva é uma informação que pode auxiliar no planejamento dos trabalhos de defesa civil e saneamento básico. Conforme o clima do local, os eventos extremos podem se concentrar em alguns meses do ano ou ocorrer de forma aleatória ao longo do ano.

A época de ocorrência dos eventos também pode variar com a duração. Eventos

de curta duração tendem a predominar na época de ocorrência de chuvas convectivas e eventos de longa duração predominam nas épocas de passagens de frentes frias.

Quando se dispõe de uma série relativamente longa (acima de 36 anos), pode-se utilizar o teste Qui-Quadrado para avaliar a hipótese de que as ocorrências de eventos extremos se distribuem igualmente ao longo do ano.

Existem restrições do uso do teste Qui-Quadrado quando a frequência esperada em determinada classe é pequena. Geralmente usa-se o limite mínimo de 5 para a frequência esperada. Alguns autores são menos restritivos e usam o limite mínimo de 3 para a frequência esperada. Neste caso, o teste somente seria utilizado quando o número de anos fosse igual ou superior a 36.

Na Tabela 29 tem-se um exemplo das frequências de ocorrências dos eventos máximos anuais de Capinzal nos diversos meses do ano. Constata-se que houve maior frequência no mês de outubro, mas nos 30 anos da série foram observadas ocorrências de eventos máximos em todos os meses do ano.

Tabela 29. Frequências de ocorrências de eventos máximos anuais nos diversos meses de Capinzal

	Mês de ocorrência											
Duração	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1 dia	1	2	3	5	3	1	4	1	2	5	2	1
2 dias	0	2	3	6	2	2	3	1	3	5	1	2
3 dias	2	0	2	3	2	4	4	0	7	2	2	2
4 dias	1	1	3	3	2	4	4	0	6	5	0	1
5 dias	1	2	2	2	1	6	2	1	5	6	0	2
6 dias	2	1	2	3	1	6	3	1	5	4	0	2
7 dias	1	1	2	2	2	4	3	2	5	6	0	2
8 dias	1	1	2	2	3	4	2	2	6	5	0	2
9 dias	1	1	2	2	3	5	2	1	6	4	1	2
10 dias	1	2	2	1	3	5	2	1	5	5	1	2

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

8.5 Dia de ocorrência dos eventos máximos anuais

A precipitação máxima diária é um parâmetro hidrológico importante para avaliar riscos de eventos como cheias, deslizamento e erosão do solo. A sazonalidade das características hidrológicas afeta os ecossistemas naturais e também tem importância para atividades econômicas, como agricultura e os serviços de engenharia. A identificação de padrões sazonais bem definidos de eventos hidrológicos (como chuva ou vazão) pode auxiliar no planejamento dessas atividades e a calcular os riscos dessas atividades serem impactadas durante determinada época do ano.

Para examinar a regularidade (ou a sazonalidade) de séries de eventos extremos, pode-se utilizar a sazonalidade descrita por Burn (1997). Este método tem sido muito aplicado para estimar o momento e a regularidade das cheias, e também pode ser usado para as precipitações extremas, em particular as chuvas máximas anuais.

A abordagem da estatística circular considera cada data de ocorrência de um evento específico dentro de um ano como coordenadas polares na circunferência de um círculo unitário centrado na origem. As datas de ocorrência dos eventos máximos anuais baseiam-se no ano civil, 1º de janeiro é o primeiro dia e 31 de dezembro é o 365º dia. O método consiste em determinar o vetor resultante das datas de ocorrência dos eventos máximos anuais observados. A direção do vetor resultante representa a data média de ocorrência dos eventos extremos e o módulo é a variabilidade em torno do valor médio (De Michele; Rosso, 2002).

Cada data ji é substituída por um ângulo calculado por:

$$\theta_i = j_i \frac{2\pi}{NDA} \tag{156}$$

Em que:

θ = ângulo (em radianos);

J = dia do ano (1 para 1º de janeiro, 365 para 31 de dezembro ou 366, em caso de ano bissexto);

NDA = número de dias do ano (365 ou 366 se for ano bissexto)

A série obtida cobre o círculo unitário onde cada termo pode ser descrito em coordenadas polares como um vetor (cos θi, sen θi), onde θi indica a direção expressa em radianos. Seguindo a abordagem de Burn (1997), as coordenadas cartesianas de cada evento são dadas por:

$$xi = \cos \theta i \tag{157}$$

$$yi = \text{sen } \theta i, \tag{158}$$

Dessa forma, podem-se calcular os valores médios:

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \cos(\theta_i) \quad (159)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \sin(\theta_i) \quad (160)$$

A direção média resultante é dada por :

$$\bar{\theta} = arctan\left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}}\right), se\ \bar{x} > 0\ e\ \bar{y} > 0 \quad (161)$$

$$\bar{\theta} = arctan\left(\left|\frac{\bar{x}}{\bar{y}}\right|\right) + \frac{\pi}{2}, se\ \bar{x} < 0\ e\ \bar{y} > 0 \quad (162)$$

$$\bar{\theta} = arctan\left(\left|\frac{\bar{y}}{\bar{x}}\right|\right) + \pi, se\ \bar{x} < 0\ e\ \bar{y} < 0 \quad (163)$$

$$\theta = arctan\left(\left|\frac{\bar{x}}{\bar{y}}\right|\right) + \frac{3\pi}{2}, se\ \bar{x} > 0\ e\ \bar{y} < 0 \quad (164)$$

O módulo médio é dado pela equação:

$$\bar{r} = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2} \quad (165)$$

O valor de r também é denominado de índice de concentração de sazonalidade do vetor de Burn, podendo assumir valores entre 0 e 1 (0 ≤ r ≤ 1,0). Quando *r* tende para zero, não há uma única estação dominante e a ocorrência de evento extremo pode chegar a qualquer momento do ano. A data de ocorrência de eventos extremos é regular, à medida que o módulo se aproxima mais da unidade, sendo *r* = 1 um valor virtual indicando que eventos extremos ocorrem no mesmo dia.

Na Tabela 30 e Figura 9 constam os valores e gráficos para dias de ocorrência de eventos máximos anuais da estação de Capinzal, SC e também de São Lourenço da Mata, PE. Observa-se que em Capinzal, que possui clima subtropical com chuvas distribuídas ao longo do ano (Cfa), o índice de concentração r é próximo de zero (r = 0,048), indicando que os eventos máximos anuais podem ocorrer distribuídos ao longo do ano, como representado na Figura 9A. Por outro lado, São Lourenço da Mata, com clima As, possui chuvas concentradas no outono e inverno, o índice de concentração r foi de 0,733, indicando a concentração de chuvas máximas anuais em determinada época do ano. A data média resultante (MD) é de 143, correspondendo ao mês de maio (23/05). Na Figura 9B se observa que os eventos extremos registrados se concentraram nos meses de abril a julho, o que corrobora a metodologia.

Tabela 30. Componentes da estatística circular para chuvas máximas anuais de Capinzal, SC e São Lourenço da Mata, PE

Código	Município	UF	Clima	$\bar{x}$	$\bar{y}$	θ	MD	r
02751012	Capinzal	SC	As'	-0,048	0,003	3,082	179	0,048
00735050	São Lourenço da Mata	PE	Cfa	-0,571	0,459	2,465	143	0,733

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

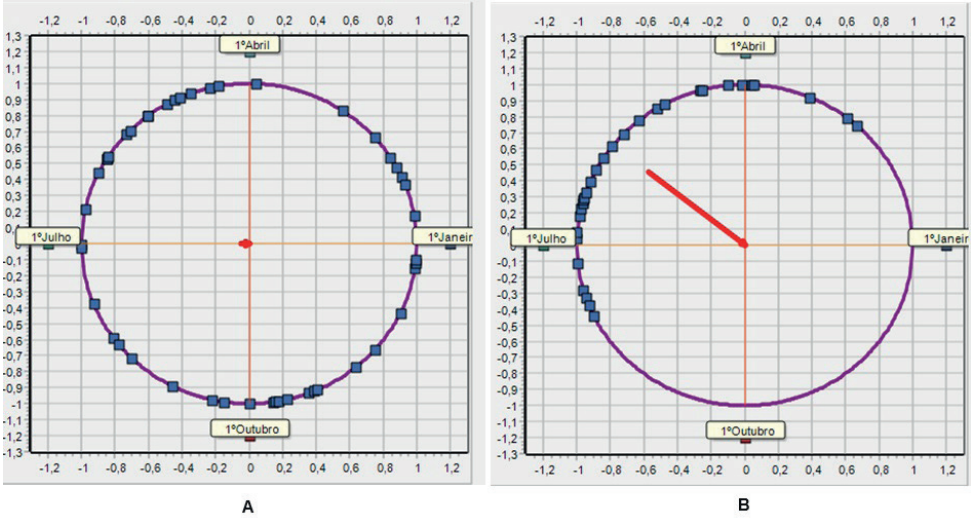


Figura 9. Dias de ocorrências de chuvas máximas anuais de Capinzal, SC (A) e São Lourenço da Mata, PE (B)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

9 Duração dos períodos secos e chuvosos

A ocorrência de longos períodos secos ou chuvosos pode impactar em várias atividades. Na agricultura, longo período de chuva favorece o aparecimento de doenças nas plantas e dificulta o trânsito de máquinas e equipamentos no solo, impedindo ou dificultando os tratos culturais. Diversas atividades de engenharia são dificultadas por longos períodos de chuvas, principalmente as atividades realizadas a campo, como construção de estradas e execução de projetos de recuperação de áreas degradadas.

Da mesma forma, longos períodos sem chuva podem causar prejuízos na agricultura, com redução da produção e necessidade de irrigação. Dessa forma, o conhecimento da duração do período seco ou chuvoso pode auxiliar no planejamento das atividades, na elaboração dos cronogramas de obras e no orçamento do custo da atividade. A duração máxima do período seco é um critério que pode ser utilizado para o dimensionamento dos reservatórios para captação e armazenamento de água da chuva, conhecido como método da máxima seca anual.

Na determinação da duração do período seco (ou período chuvoso) deve-se definir o limite mínimo de chuva para considerar o dia seco. Para projetos agrícolas pode-se considerar o valor equivalente à evapotranspiração diária. Nos projetos de captação de água da chuva é comum considerar o descarte da chuva inicial, sendo normalmente adotada a lâmina de 2,0mm (ABNT NBR 15527, 2019). Esse descarte é usado para lavar as sujeiras no telhado. Para locais com maior poluição atmosférica ou outras sujeiras acumuladas no telhado podem ser adotados outros limites com 5,0mm.

Na Tabela 31 constam os valores da duração máxima do período seco de Capinzal considerando o limite de 2,0mm. Pode-se observar que em janeiro do ano de 1991 ocorreu um período máximo de cinco dias consecutivos secos, enquanto o maior valor observado no ano ocorreu no mês de junho com 21 dias consecutivos. Importante destacar que nesse cálculo foi considerado o mês relativo ao final do período seco. Assim, essa série de 21 dias pôde ser iniciada em maio e terminou em junho, quando ocorreu uma chuva maior que 2,0mm. Os valores mensais variam de dois dias em fevereiro a 38 dias no mês de setembro. As maiores médias ocorrem no outono e inverno (Figura 10).

Tabela 31. Duração do período seco (P<2,0mm) de Capinzal, SC

Ano	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Anual
1991	5	9	11	7	17	21	12	14	16	8	11	9	21
1992	12	6	10	12	12	17	9	5	8	7	11	13	17
1993	9	4	13	7	12	12	10	13	6	12	10	11	13
1994	6	3	8	10	13	10	15	25	11	6	5	6	25
1995	3	4	14	10	16	21	11	14	22	5	10	10	22
1996	7	6	8	12	18	15	10	12	6	7	14	18	18
1997	4	8	15	26	30	16	12	13	17	7	4	4	30
1998	6	4	4	8	13	10	8	9	12	5	13	9	13
1999	10	4	9	15	20	10	10	13	13	8	12	17	20
2000	6	6	9	15	13	18	10	11	7	6	13	11	18
2001	5	6	8	11	7	9	7	14	5	11	18	6	18
2002	8	5	8	8	10	17	12	7	9	3	4	6	17
2003	8	4	12	13	21	11	17	18	15	8	5	8	21
2004	8	14	7	10	12	18	19	18	14	10	10	8	19
2005	5	12	11	10	8	18	11	14	6	10	7	10	18
2006	6	6	8	9	18	19	14	17	7	15	18	7	19
2007	6	7	7	10	10	18	10	23	14	13	11	14	23
2008	9	9	9	7	25	6	12	8	13	6	3	6	25
2009	9	5	6	12	15	14	6	11	14	4	11	6	15
2010	6	13	6	15	11	14	17	18	29	7	6	6	29
2011	8	2	11	8	12	19	8	8	7	7	7	10	19
2012	5	10	13	15	25	7	13	27	11	5	8	3	27
2013	12	14	6	18	23	14	8	11	11	12	16	12	23
2014	9	14	9	17	5	7	12	10	11	10	4	9	17
2015	8	6	9	11	10	15	6	24	5	4	4	4	24
2016	12	7	6	8	9	14	15	17	11	16	13	6	17
2017	6	10	7	9	8	10	27	15	38	7	5	12	38
2018	6	10	7	15	33	14	23	11	8	12	8	10	33
2019	7	9	9	13	9	25	11	15	10	12	11	17	25
2020	14	11	15	16	21	14	11	13	15	21	5	7	21

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

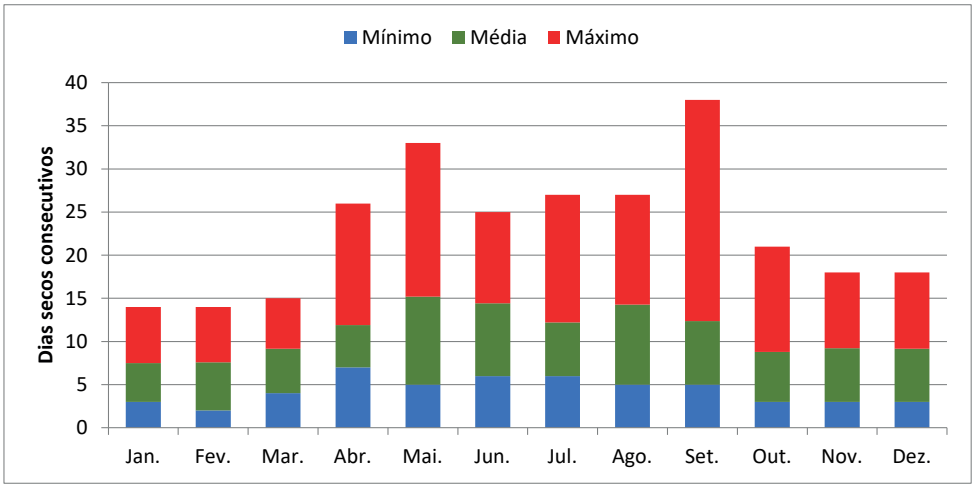


Figura 10. Valores mínimos, médios e máximos mensais da duração máxima do período seco de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Os valores anuais variam de 13 a 38, com média de 21,5 dias. Para efeito de projetos de captação de água da chuva é recomendado utilizar um valor associado ao nível de probabilidade, aplicando uma distribuição estatística adequada. Dornelles, Tassi e Goldenfum (2010) citam que o modelo teórico mais indicado é o que utiliza a distribuição de probabilidade de extremos, a exemplo de Gumbel. Para dimensionar reservatórios de armazenamento da água da chuva os autores recomendam considerar o período de retorno variando de 3 a 10 anos. Usando a distribuição de Gumbel-Chow, tem-se:

- Média = 21,5 dias;
- Desvio padrão = 5,7 dias;
- Número de valores = 30;
- Y_n = 0,5362;
- S_n = 1,1124.

Com estes dados podem-se estimar os valores esperados da máxima seca anual para diferentes períodos de retorno (Tabela 32). Back (2022) determinou a duração do período de dias consecutivos secos de Vargem Bonita, SC considerando os critérios de dias secos os dias com precipitação menor que 2,0mm (P < 2,0) e menor que 5,0mm (P < 5,0). Para o limite de dias secos de 2,0mm (P < 2,0) os valores máximos anuais variam de 12 a 50 dias com média de 23,5 dias. Para o limite de dias secos de 5,0mm (P < 5,0) a série de máximas anuais variou de 14 a 50 dias com média de 26,1 dias. Conclui-se então que a análise da duração dos períodos secos é uma ferramenta que permite dimensionar os reservatórios considerando a frequência de estiagens no local.

Tabela 32. Duração máxima anual do período seco estimado para Capinzal, SC

T0 – Período de retorno (anos)	Y – Variável Reduzida	X – Duração máxima da seca anual (Dias)
2	0,3665	20,6
3	0,9027	23,4
5	1,4999	26,5
10	2,2504	30,3
15	2,6738	32,5
20	2,9702	34,0
25	3,1985	35,2
50	3,9019	38,8
100	4,6001	42,4

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

10 Cadeia de Markov

Algumas características associadas à precipitação podem ser extraídas da análise de registros passados. Entretanto, em vários locais os registros históricos de chuva são relativamente curtos e em muitas situações apresentam falhas, impossibilitando assim inferências estatísticas seguras. Em tais situações pode-se utilizar a modelagem matemática para descrever e fazer as inferências desejadas. A ocorrência de precipitação pode ser estimada em termos probabilísticos, mediante modelos teóricos de distribuição, ajustados a uma série de dados observados nesta região.

Gabriel e Neumann (1962) utilizaram cadeias homogêneas de Markov para descrever a alta persistência de dias secos consecutivos em Tel Aviv, Israel. Stern e Coe (1982) definiram um modelo de simulação para a precipitação pluvial diária, no qual a ocorrência de dias chuvosos é gerada por uma cadeia de Markov, e a quantidade de chuva é gerada por uma distribuição gama. Posteriormente Stern e Coe (1984) melhoraram o modelo com a utilização das séries de Fourier para representar as probabilidades de transição durante o ano.

Com base nestes estudos pioneiros surgiram vários trabalhos aplicando as cadeias de Markov para modelar a precipitação e determinar as probabilidades de ocorrência de dias secos e chuvosos. Muhammad e Nabi (1991) analisaram a

ocorrência de chuva em quatro localidades no Paquistão. Punyawardena e Kulasiri (1997) compararam modelos de cadeias de Markov de primeira e de segunda ordem para a descrição da ocorrência semanal de chuva, na zona seca de Sri Lanka. Mangaraj, Sahoo e Sukla (2012) aplicaram a cadeia de Markov de primeira ordem para estimar as probabilidades de períodos secos e chuvosos para a região oeste de Orissa, na Índia. No Brasil, destacam-se alguns trabalhos como o realizado por Assis (1991), que modelou a ocorrência de dias secos e úmidos em Piracicaba, SP, e Pelotas, RS. Back (1997) utilizou a cadeia de Markov com séries de Fourier para modelagem da precipitação diária de Urussanga, SC. Andrade Júnior, Frizzone e Sentelhas (2001) simularam a precipitação pluvial diária para gerar sequências de dias secos e úmidos para Parnaíba e Teresina, PI, baseadas nas cadeias de Markov.

A probabilidade de ocorrência de períodos secos ou chuvosos pode ser estimada com base na análise das sequências de dias secos e chuvosos estabelecida de acordo com o processo de Markov. Assis, Arruda e Pereira (1996) utilizaram as distribuições Geométrica, Logarítmica e Binomial Negativa Truncada para analisar a probabilidade de sequência de dias chuvosos e secos nas cidades de Pelotas, RS e Piracicaba, SP. Na oportunidade, os autores observaram que, mesmo havendo superioridade da distribuição binomial negativa truncada, a distribuição geométrica ajustou-se bem para análise de sequência de dias secos e de dias com chuva.

O conhecimento da probabilidade de ocorrência de períodos secos é de grande utilidade em vários setores de atividade e pode ser usado objetivando o planejamento e economia do projeto. Na construção de estradas, pontes e outras obras, o conhecimento dos períodos que serão secos ou em que ocorrerão chuvas numa quantidade que não prejudique o andamento das obras permite o planejamento e elaboração de cronograma de atividades com economia de materiais, maquinários e mão de obra. Segundo Souza, Oliveira e Lauretto (1992), pode-se utilizar a cadeia de Markov para determinar o número de dias trabalháveis com trator agrícola, modelando a umidade do solo com base na precipitação. Buzati e Oliveira (1983) também utilizaram a cadeia Markov para estimar o número provável de dias trabalháveis em serviços rodoviários em Minas Gerais. Virgens Filho e Cataneo (1999) utilizaram a mesma cadeia de primeira ordem em dois estados para simular a sequência de dias úmidos, considerando o valor mínimo de 0,2mm para o dia ser considerado úmido. Clarke (1988) apresenta descrição detalhada do modelo de Markov e cita diversas aplicações na hidrologia. Monteiro, Sentelhas e Piedade (2001) utilizaram a cadeia de Markov para a determinação das probabilidades condicionais e do número sequencial de dias favoráveis ao tráfego de máquinas no campo. Silva *et al.* (2010) utilizaram a cadeia de Markov de dois estados para determinar as chances de ocorrência dos períodos

secos e chuvosos com objetivo de subsidiar a definição da melhor época de plantio de milho em Sete Lagos, MG. Mesquita, Griebeler e Correchel (2013) estabeleceram as sequências de dias chuvosos como fator de risco à colheita em Goiás.

10.1 Matriz de probabilidades de transição

Para levar em conta a estacionariedade, os parâmetros do modelo podem ser ajustados por períodos mensais. A matriz de probabilidade de transição P que descreve o modelo de cadeias de Markov de dois estados é dada por:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix} \quad (166)$$

Em que: as probabilidades de transição foram calculadas por:

$$P_{00} = \frac{N_{00}}{N_{00} + N_{01}} \quad (167)$$

$$P_{10} = \frac{N_{10}}{N_{10} + N_{11}} \quad (168)$$

$$P_{01} = 1 - P_{00}; \quad (169)$$

$$P_{11} = 1 - P_{10}. \quad (170)$$

Em que:

P_{00} = probabilidade de um dia ser seco, dado que o anterior também foi seco;

P_{10} = probabilidade de um dia ser seco, dado que o anterior foi chuvoso;

P_{01} = probabilidade de um dia ser chuvoso, dado que o anterior foi seco;

P_{11} = probabilidade de um dia ser chuvoso, dado que o anterior foi chuvoso;

N_{10} = frequência observada da sequência de dia chuvoso seguido por dia seco;

N_{11} = frequência observada da sequência de dois dias chuvosos;

N_{00} = frequência observada da sequência de dois dias secos;

N_{01} = frequência observada de um dia seco seguido por dia chuvoso.

De acordo com Cox e Miller (1967), as sequências de dias úmidos e dias secos podem ser consideradas como sequências infinitas no eixo do tempo, em que se pode considerar qualquer ponto inicial como dia seco ou chuvoso. Assim, após um período de tempo suficientemente longo, é esperado que o sistema atinja uma condição de equilíbrio estatístico com probabilidades estáveis que são independentes da condição inicial. Essas probabilidades correspondem a dia seco e chuvoso e são dadas respectivamente por:

$$\pi_0 = \frac{1-P_{11}}{1+P_{01}-P_{11}} \quad (171)$$

$$\pi_1 = \frac{1-P_{01}}{1+P_{01}-P_{11}} \quad (172)$$

Os comprimentos do período chuvoso e seco são descritores estatísticos que podem auxiliar na caracterização climática. Partindo do princípio de que os comprimentos de períodos chuvosos e secos (representados por W e D, respectivamente) seguem a distribuição geométrica (Bhargava *et al.*, 1973; Sundararaj; Ramachandra, 1986; Ravindran; Dani, 1993), a probabilidade de uma sequência de dias com chuva prolongar-se por "r" dias é dada por:

$$P[W = r] = P_{10}P_{11}^{r-1} \quad (173)$$

Dessa forma, o comprimento esperado do período chuvoso é obtido como:

$$E(W) = \sum_{r=1}^{\infty} rP_{10}P_{11}^{r-1} = \frac{1}{P_{10}} \quad (174)$$

De forma análoga, a sequência de dias secos será dada por:

$$P[D = r] = P_{01}P_{11}{}^{r-1} \quad (175)$$

De acordo com a distribuição geométrica, a probabilidade de uma sequência de dias com chuva prolongar-se por r dias é dada por:

$$P[x = r] = (1 - P_{11})P_{11}^{r-1} \quad (176)$$

De forma análoga, a sequência de dias sem chuva será dada por:

$$P[x = r] = P_{01}(1 - P_{01})^{r-1} \quad (177)$$

E a duração esperada para o período seco é dada por:

$$E(D) = \frac{1}{P_{01}} \quad (178)$$

A sequência de um período seco seguido de um período chuvoso é chamada de comprimento do ciclo do tempo (C) e, dessa forma, a duração esperada do ciclo do tempo pode ser estimada por:

$$E(C) = E(W) + E(D) = \frac{1}{P_{10}} + \frac{1}{P_{01}} \quad (179)$$

Segundo Cox e Miller (1967), a ocorrência de períodos chuvosos e secos pode ser facilmente tratada como ensaios Bernoulli dependentes. Assim, os valores esperados do número de dias secos e chuvosos em um período de *n* dias, representados por Wn e Dn respectivamente, são obtidos pelas equações 180 e 181:

$$E(W_n) = n\pi_1 \quad (180)$$

$$E(D_n) = n\pi_0 \quad (181)$$

Assumindo que n é um período suficientemente grande, a variância assintótica do número de dias de chuva (ou dias secos) num período de dias é dada por:

$$V_n = \frac{n\, P_{01}\, P_{10}(P_{00}+P_{11})}{(P_{10}+P_{01})^3} \quad (182)$$

Na Tabela 33 constam as frequências observadas e as matrizes de transição para cadeias de Markov de Capinzal, SC.

Tabela 33. Frequências observadas e matriz de transição para dados de chuva de Capinzal, SC

Período	Frequências observadas				Probabilidades de transição			
	N00	N10	N01	N11	P00	P10	P01	P11
Jan.	438	160	171	161	0,7192	0,4984	0,2808	0,5016
Fev.	363	161	169	155	0,6823	0,5095	0,3177	0,4905
Mar.	536	141	148	105	0,7836	0,5732	0,2164	0,4268
Abr.	566	126	133	75	0,8097	0,6269	0,1903	0,3731
Mai.	597	113	124	96	0,8280	0,5407	0,1720	0,4593
Jun.	544	126	133	97	0,8035	0,5650	0,1965	0,4350
Jul.	576	126	133	95	0,8124	0,5701	0,1876	0,4299
Ago.	627	117	126	60	0,8327	0,6610	0,1673	0,3390
Set.	501	126	137	136	0,7853	0,4809	0,2147	0,5191
Out.	434	170	177	149	0,7103	0,5329	0,2897	0,4671
Nov.	490	155	163	92	0,7504	0,6275	0,2496	0,3725
Dez.	471	169	180	110	0,7235	0,6057	0,2765	0,3943
Ano	6143	1690	1794	1331	0,7740	0,5594	0,2260	0,4406

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Com base nos parâmetros da cadeia de Markov podem-se estimar os valores esperados e o intervalo de confiança para as durações dos períodos secos e chuvosos (Tabela 34). Para o mês de janeiro estima-se que 63,97% dos dias sejam secos e 36,03% sejam chuvosos. O período chuvoso tem duração média de 2,01 dias (E(W)) e o período seco (E(D)) 3,56 dias, assim o período completo de dias secos e chuvosos tem em média (E(C)) 5,57 dias. O número de dias secos esperados (E(Dn)) no mês de janeiro é de 19,83 dias, enquanto 11,17 são chuvosos (E(Wn)). Para o ano todo são esperados 260 dias secos; mas, considerando o intervalo de confiança de 95%, pode-se considerar de 239 a 281 dias secos e, consequentemente, 94 a 126 dias chuvosos.

Tabela 34. Valores estimados da duração dos períodos secos e chuvosos para Capinzal, SC

Período	π_0	π_1	E(W)	E(D)	E(C)	SD	E(Dn)	E(Wn)
Jan.	0,6397	0,3603	2,01	3,56	5,57	3,35	19,83	11,17
Fev.	0,6160	0,3840	1,96	3,15	5,11	3,06	17,25	10,75
Mar.	0,7260	0,2740	1,74	4,62	6,37	3,07	22,50	8,50
Abr.	0,7671	0,2329	1,60	5,26	6,85	2,79	23,01	6,99
Mai.	0,7587	0,2413	1,85	5,81	7,66	3,20	23,52	7,48
Jun.	0,7420	0,2580	1,77	5,09	6,86	3,06	22,26	7,74
Jul.	0,7524	0,2476	1,75	5,33	7,08	3,08	23,33	7,67
Ago.	0,7980	0,2020	1,51	5,98	7,49	2,66	24,74	6,26
Set.	0,6913	0,3087	2,08	4,66	6,74	3,46	20,74	9,26
Out.	0,6478	0,3522	1,88	3,45	5,33	3,18	20,08	10,92
Nov.	0,7154	0,2846	1,59	4,01	5,60	2,80	21,46	8,54
Dez.	0,6866	0,3134	1,65	3,62	5,27	2,91	21,28	9,72
Ano	0,7122	0,2878	1,79	4,42	6,21	10,76	259,96	105,04

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

10.2 Probabilidade de dias secos ou chuvosos consecutivos

O conhecimento da probabilidade de ocorrência de períodos secos (ou chuvosos) é de grande utilidade em vários setores de atividade e pode ser usado objetivando o planejamento e a economia do projeto.

Além da quantidade de precipitação, é importante conhecer o comprimento do período chuvoso, dado pelo número de dias consecutivos de chuva. Um dia é considerado chuvoso se a precipitação acumulada em 24 horas for superior a algum limiar fixado. Vários autores consideram limiares de 0,1; 1,0; 3,0; 5 ou 10mm (Shaw, 2010; Cindric; Pasaric; Gajic-Capka, 2010; Lana *et al.*, 2006).

Existem várias funções de distribuição de probabilidade que podem ser usadas na estimativa da duração do período chuvoso ou período seco, como a distribuição geométrica, distribuição binomial negativa, distribuição binomial negativa truncada, distribuição logarítmica (Assis; Arruda; Pereira, 1996; Deni; Jemain, 2009). A distribuição Binomial Negativa é indicada quando a variância é superior a sua média, no entanto, não pode ser usada na descrição da duração de períodos de chuva por que estes sempre têm comprimento igual ou superior a um dia. Nestes casos é indicada a utilização da distribuição Binomial Negativa Truncada, que corresponde à distribuição Binomial Negativa sem a classe zero (Assis; Arruda; Pereira, 1996).

Alcantara, Oliveira e Otsuk (1999) utilizaram a distribuição Binomial Negativa Truncada (BNT) na estimativa do período sem chuva de quatro regiões do estado de São Paulo. Os autores concluíram que a distribuição se mostrou extremamente eficaz e prática de ser aplicada aos dados estudados. Destacaram que a ocorrência de dias consecutivos sem chuva nos meses úmidos apresentou curva em "J" invertido para todas as localidades.

A distribuição Geométrica é um caso especial da distribuição binomial negativa. Representa a distribuição de probabilidade do tempo até a primeira ocorrência de um evento do tipo binomial. Cavalcante e Silans (2012) testaram a distribuição geométrica na modelagem da Precipitação. Wilks (2006) destaca a aplicação da distribuição geométrica na descrição das sequências de períodos secos e chuvosos, em que a dependência do tempo de um determinado evento segue a cadeia de Markov de primeira ordem. Back *et al.* (2013) e Back e Miguel (2017) usaram a distribuição geométrica com parâmetros estimados baseados na cadeia de Markov para estimar o número de dias secos e dias chuvosos para algumas localidades de Santa Catarina.

A frequência de dias consecutivos secos e chuvosos pode ser determinada com base na série histórica ou estimada com base na distribuição Geométrica. Na Tabela 34 tem-se o exemplo do cálculo das frequências de dias consecutivos secos em Capinzal para o mês de janeiro.

Para a modelagem da probabilidade de dias consecutivos de chuva foram testadas a distribuição Geométrica e a distribuição Binomial Negativa Truncada. De acordo com a distribuição Geométrica, a probabilidade de ocorrer uma sequência de r dias chuvosos pode ser estimada por:

$$P[x = r] = (1 - \rho)\rho^{(r-1)} \quad (183)$$

Em que:

r = duração do período chuvoso (r ≥ 1);

ρ = parâmetro da distribuição, que pode ser estimado pelo método dos momentos por:

$$\rho = 1 - 1/\mu \quad (184)$$

Em que: μ é a média observada. Usando as cadeias de Markov esse valor é igual a probabilidade P01.

A distribuição Binomial Negativa Truncada tem a seguinte função de distribuição de probabilidade.

$$P[x = r] = \frac{w^k \Gamma(r+k)(1-w)^r}{\Gamma(r+1)\Gamma(k)(1-w^k)} \quad (185)$$

Em que:

r = é a sequência de dias chuvosos (r ≥ 1);

Γ(.) = é a função gama;

w e k = são os parâmetros da distribuição (w > 0 e k >0).

As estimativas dos parâmetros w e k pelo método dos momentos são obtidas por:

$$W = \frac{\bar{x}}{s^2}(1 - \rho_1) \quad (186)$$

$$k = \frac{W\bar{x} - \rho_1}{1 - W} \quad (187)$$

A probabilidade estimada foi calculada com a distribuição Geométrica considerando o parâmetro P_{01} =0,2808. Para a distribuição binomial negativa truncada têm-se os parâmetros W = 0,35723; k = 1,4761. Os valores de frequências esperadas podem ser visualizados na Figura 11.

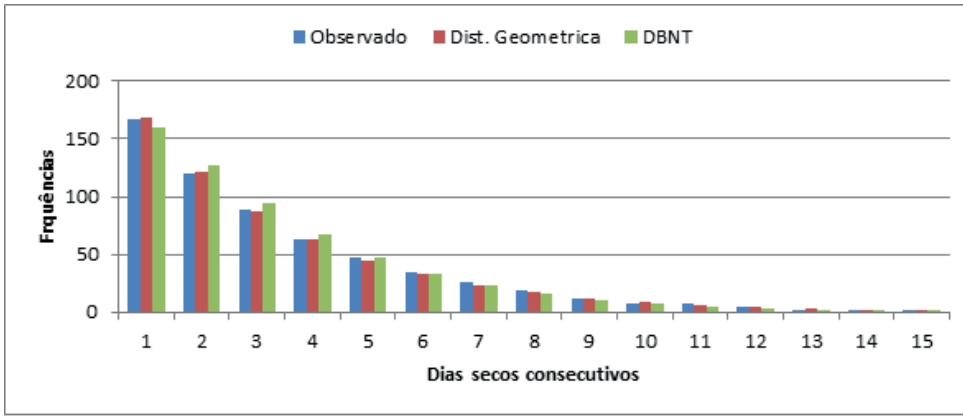


Figura 11. Valores de dias secos consecutivos observados e estimados com a distribuição Geométrica e a distribuição Binomial Negativa Truncada (DBNT)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Para a seleção da distribuição podem-se realizar os testes de aderência como teste Kolmogorov-Smirnov ou Qui-Quadrado. Na Tabela 35 consta o exemplo de cálculo dos testes de aderência. Observa-se o KS respectivamente de 0,0148 e 0,0166 para distribuição Geométrica para a DBNT. Obteve-se no teste Qui-Quadrado respectivamente χ^2 de 2,17 e 4,05.

Tabela 35. Valores de probabilidade e frequências esperadas com o teste Qui-Quadrado

r	Obser-vado	Distribuição Geométrica				Distribuição Binomial Negativa Truncada					
dias	Fo	P(X=r)	P(x≤r)	FE	P(X=r)	P(x≤r)	X^2	FE	P(X=r)	P(x≤r)	X^2
1	167	0,2788	0,2788	168,2	0,2808	0,2808	0,0085	159,2	0,2658	0,2658	0,3787
2	120	0,2003	0,4791	121,0	0,4828	0,4828	0,0078	126,7	0,2115	0,4774	0,3550
3	89	0,1486	0,6277	87,0	0,6280	0,6280	0,0459	94,4	0,1575	0,6349	0,3046
4	63	0,1052	0,7329	62,6	0,7325	0,7325	0,0029	67,9	0,1133	0,7482	0,3490
5	47	0,0785	0,8114	45,0	0,8076	0,8076	0,0888	47,8	0,0798	0,8280	0,0125
6	34	0,0568	0,8681	32,4	0,8616	0,8616	0,0826	33,1	0,0553	0,8833	0,0223
7	26	0,0434	0,9115	23,3	0,9005	0,9005	0,3186	22,7	0,0380	0,9213	0,4646
8	19	0,0317	0,9432	16,7	0,9284	0,9284	0,3049	15,5	0,0259	0,9471	0,7947
9	11	0,0184	0,9616	12,0	0,9485	0,9485	0,0898	10,5	0,0175	0,9646	0,0255
10	8	0,0134	0,9750	8,7	0,9630	0,9630	0,0502	7,1	0,0118	0,9764	0,1256
11	7	0,0117	0,9866	6,2	0,9734	0,9734	0,0080	4,7	0,0079	0,9843	1,2205
12	4	0,0067	0,9933	4,5	0,9808	0,9808	[a]	3,2	0,0053	0,9896	[a]

r	Obser-vado	Distribuição Geométrica			Distribuição Binomial Negativa Truncada						
dias	Fo	P(X=r)	P(x≤r)	FE	P(X=r)	P(x≤r)	X^2	FE	P(X=r)	P(x≤r)	X^2
13	2	0,0033	0,9967	3,2	0,9862	0,9862	1,1631	2,1	0,0035	0,9931	[a]
14	1	0,0017	0,9983	2,3	0,9901	0,9901	[a]	1,4	0,0023	0,9954	[a]
15	1	0,0017	1,0000	1,7	0,9929	0,9929	[a]	0,9	0,0016	0,9970	[a]
16	0	0,000	-	4,3	0,0000	0,0071	[a]	1,8	0,0000	0,0030	[a]
	599			599		12,46412	2,1712	599		12,60935	4,0530

a =acumulada para frequência esperada mínima igual a 5,0
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Esse procedimento pode ser realizado para cada mês, tanto para sequência de dias secos como dias chuvosos procurando a distribuição que melhor represente o fenômeno. Com os valores mensais é possível avaliar a variação sazonal e relacionar com o clima da região. Na Figura 12 constam as representações da distribuição geométrica para dias consecutivos secos e dias consecutivos chuvosos dos meses de janeiro e julho.

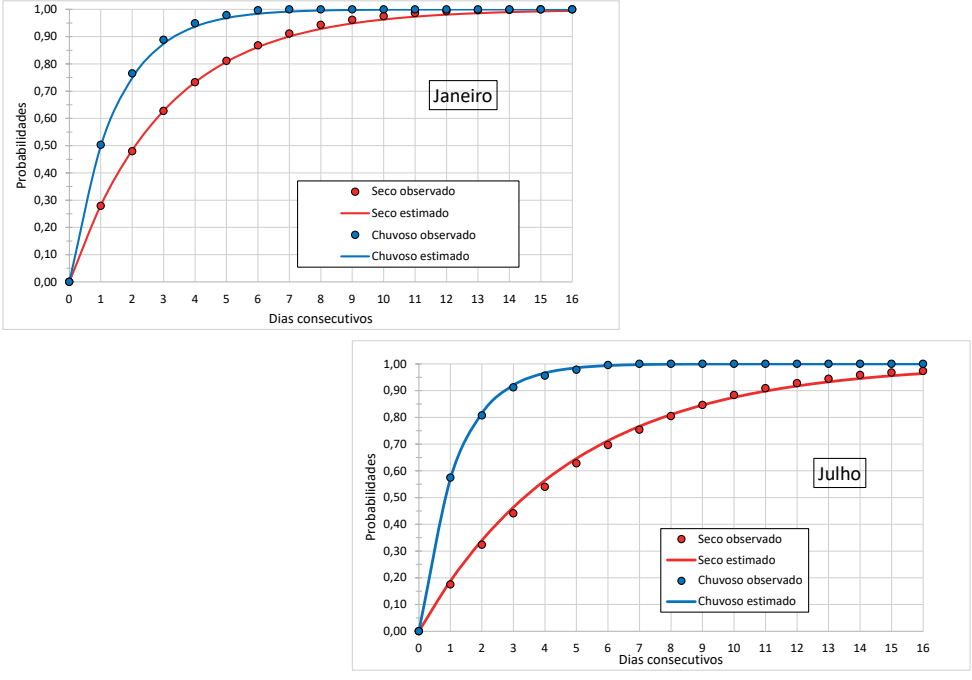


Figura 12. Probabilidades de dias secos e chuvosos consecutivos no mês de janeiro e julho em Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

11 Simulação de séries de precipitação

A modelagem matemática é uma ferramenta que pode ser importante na ausência de dados de chuva ou quando as séries observadas são curtas e/ou com a presença de muitas falhas. A modelagem estocástica da precipitação é útil para o estudo dos fenômenos hidrológicos, como o escoamento superficial, a infiltração e a erosão do solo. Há uma extensa literatura sobre modelos estocásticos de precipitação. Existem alguns modelos para simulação da precipitação diária e outros modelos para simulação da precipitação horária ou com duração sub-horária.

11.1 Simulação da precipitação diária

Os modelos estocásticos de precipitação foram discutidos por Kelman (1987), Waymire e Gupta (1981). Clarke (2002) apresenta uma revisão de alguns métodos estocásticos aplicados à hidrologia, onde destaca o modelo de Markov em dois estados para gerar séries sintéticas de precipitação.

Stern e Coe (1984) descreveram um modelo para a precipitação diária, em que dias secos e chuvosos ocorrem de acordo com a cadeia de Markov com probabilidade de transição dependente sazonalmente, e quando a quantidade de chuva do dia chuvoso tem a distribuição gama com o parâmetro também dependente sazonalmente.

Dessa forma, a modelagem da chuva é realizada em duas partes. Na primeira parte gera-se a sequência de dias secos ou chuvosos usando a cadeia de Markov. Na segunda parte do modelo, deve-se determinar a quantidade de chuva para os dias considerados chuvosos. A modelagem da quantidade de chuva geralmente é expressa por uma função de distribuição cumulativa de probabilidade. Diversas distribuições de probabilidade são utilizadas para modelar a quantidade de chuva dos períodos chuvosos e a distribuição gama pode ser considerada como a mais adequada para períodos curtos (uma semana, cinco dias, um dia). A distribuição gama, entretanto, apresenta um inconveniente: sua função de probabilidade acumulada não apresenta solução imediata, exigindo técnicas trabalhosas de expansão em séries (Arruda; Pinto, 1980) ou de integração numérica. Outra distribuição que pode ser usada é a distribuição exponencial, que tem a vantagem de ser mais facilmente calculada.

A simulação da série de precipitação pode ser obtida com base no algoritmo abaixo:

1) Gerar um número aleatório U;
2) Verificar se U for maior que a probabilidade de um dia do mês de janeiro ser seco (P_0), então o dia anterior foi considerado chuvoso, caso contrário, o dia foi considerado seco;

3) Para o dia d +1 gerar um número aleatório U;
4) Verificar se U ≤ P_{10} ou P_{00} então o dia era seco (chuva = 0 mm), retornando ao item 3, caso contrário era chuvoso e segue para o item 5;
5) Gerar um número aleatório U: com este número determinado pela distribuição de probabilidades adotada (Exponencial ou Gama) determina-se o valor esperado de chuva para o dia em questão e retorna para o item 3.

Para verificar a qualidade dos dados simulados podem-se comparar as estatísticas descritivas e as matrizes de probabilidade de transição da série de precipitação simulada com as observadas.

Como exemplo foram usados os dados de chuva observada em Capinzal e simulados 1000 anos de chuvas diárias usando a distribuição exponencial e a distribuição gama para a estimativa das chuvas diárias.

Na Figura 13 estão os valores de P_{00} e P_{11} para a série observada e simulada, onde se constata que a série simulada com as cadeias de Markov mantém a matriz de probabilidades de transição.

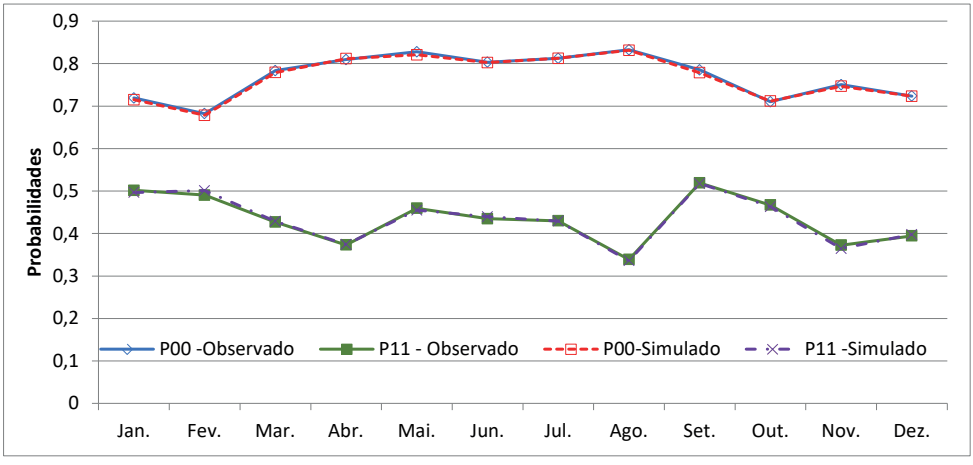


Figura 13. Valores de POO e P11 observados e simulados
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Figura 14 têm-se os valores dos totais anuais observados e simulados. A série observada teve média de 1.808,8mm com valores anuais entre 1.368 a 2.533mm. A série simulada com a distribuição Exponencial teve média de 1.816,7mm, com valores anuais de 1.442 a 2.686mm. A distribuição Gama teve média de 1.823mm com valores de 1.054 a 2.724mm. Na Figura 15 constam os valores médios mensais de precipitação para a série observada e simulada, onde se pode observar que as diferenças podem ser consideradas não significativas do ponto de vista climatológico.

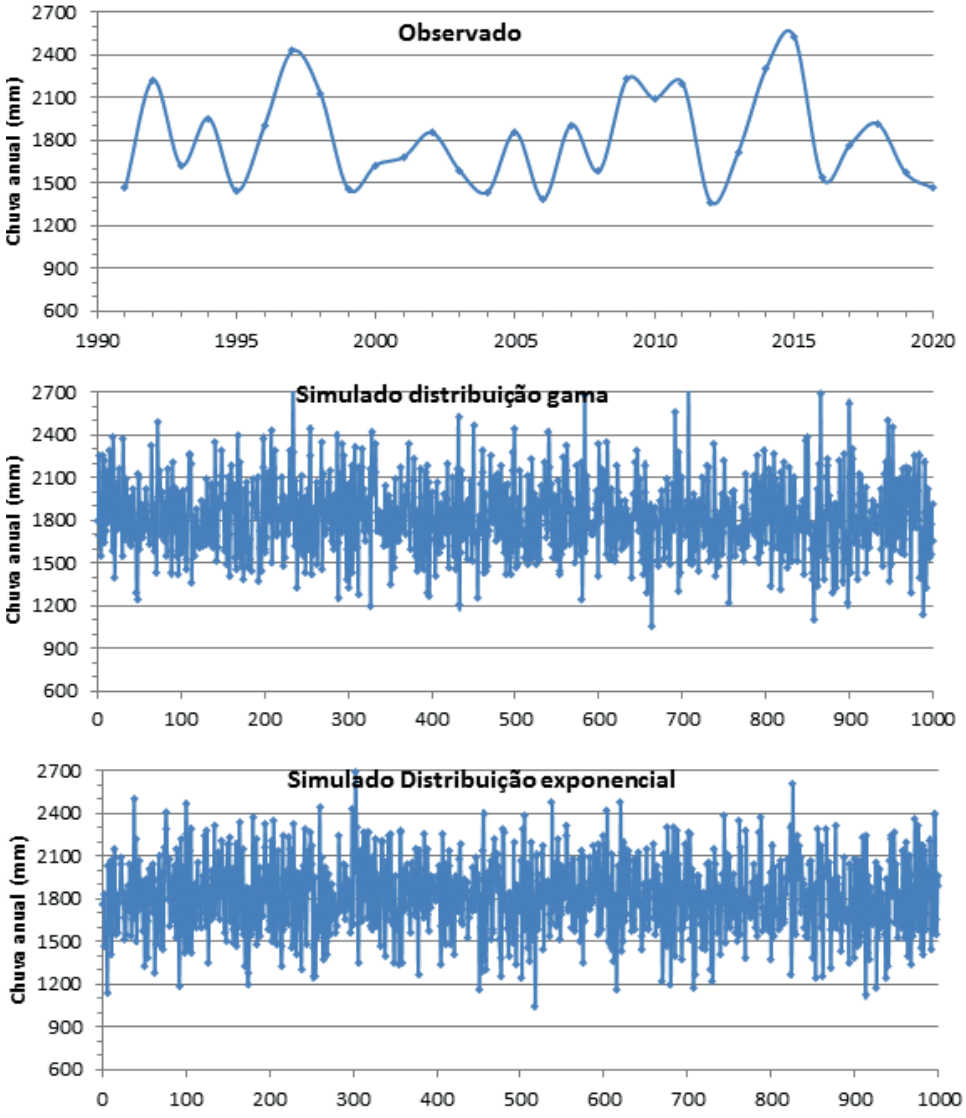


Figura 14. Precipitação anual observada e série de mil anos simulada com as distribuições Exponencial e Gama
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

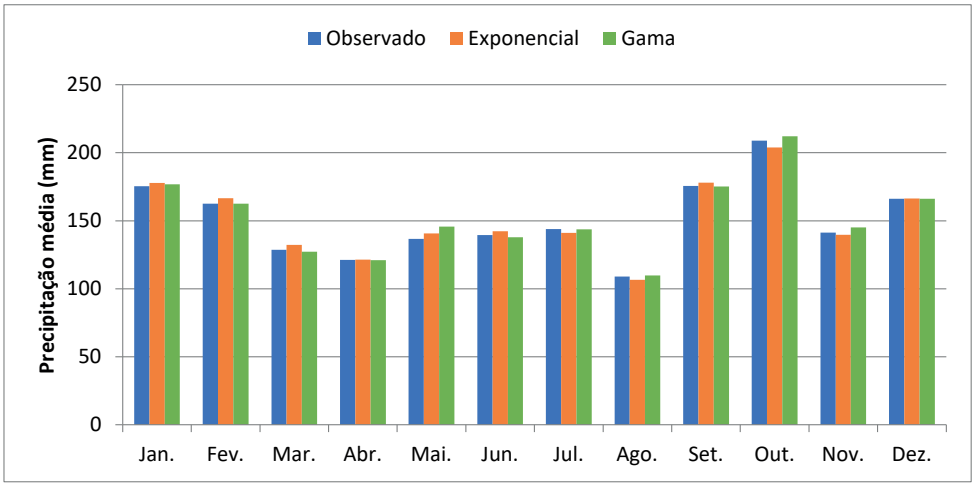


Figura 15. Precipitação mensal observada e simulada com as distribuições Exponencial e Gama
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

11.2 Simulação da precipitação horária

Notável desenvolvimento a respeito da modelagem de precipitação são os modelos de processos pontuais de precipitação descritos por Rodrigues-Iturbe *et al.* (1987). Estes modelos consideram que as chuvas são formadas por células, unidades básicas de precipitação, cuja distribuição no tempo segue um processo estocástico definido. Para esta representação existe uma série de processos já estudados pela teoria dos processos pontuais (Cox; Isham, 1980, 1988). Nesta modelagem considera-se que as células distribuem-se no tempo em agrupamentos, chamados "clusters", e que cada célula é considerada como um pulso com duração aleatória e intensidade aleatória e constante durante a duração da célula.

Dois processos pontuais de agrupamentos de células descritos por Rodrigues-Iturbe *et al.* (1987) são o processo de Bartlett-Lewis e o processo de Neyman-Scott, dando origem ao modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis e ao modelo de pulsos retangulares de Neyman-Scott. A diferença entre ambos é relativamente sutil, e é muito improvável que a análise empírica dos dados possa ser utilizada para a escolha entre ambos os modelos.

Segundo Entekhabi, Rodrigues-Iturbe e Eagleson (1989), geralmente um modelo baseado em uma forma especial do processo Bartlett-Lewis é particularmente mais acessível à análise matemática e por isso vem sendo a forma de processos agrupados de maior uso direto em aplicações. O modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis com cinco parâmetros (λ, β, γ, η, μ_x) pode ser assim descrito:

1) Supõe que a origem da chuva ocorre no processo Poisson com taxa λ;
2) Cada origem é seguida por um processo Poisson com taxa β de células;
3) Após o tempo exponencialmente distribuído com taxa γ o processo de geração de novas células termina;
4) A duração das células são variáveis aleatórias independentes e exponencialmente distribuídas com parâmetro η;
5) E cada profundidade de célula é uma constante aleatória exponencialmente distribuída com média μ_x.

11.2.1 Modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado

Os modelos de pulsos retangulares de Neyman-Scott e Bartlett-Lewis foram aplicados aos dados de precipitação de Denver, por Rodriguez-Iturbe *et al.* (1987), que observaram que esses modelos são capazes de preservar as grandezas estatísticas da precipitação, incluindo valores extremos, em períodos de 1 hora até 24 horas, porém foram incapazes de preservar a proporção de períodos secos em níveis de agregação superior a 1 hora.

Rodriguez-Iturbe *et al.* (1988) modificaram o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, permitindo que o parâmetro da distribuição exponencial da duração da célula varie de chuva para chuva de acordo com a distribuição gama. Com esta modificação o modelo foi também capaz de reproduzir a proporção de períodos secos em vários intervalos de tempo.

O modelo modificado de Bartlett-Lewis assume que o valor de η para diferentes chuvas são variáveis aleatórias independentes tendo uma distribuição gama com índice α e parâmetro de escala υ, isto é:

$$E(\eta) = (\alpha\upsilon) \quad (188)$$

$$Var(\eta) = (\alpha\upsilon^2) \quad (189)$$

E o valor esperado da duração da célula é:

$$E(1/\eta) = \upsilon/(\alpha-1) \quad (190)$$

O modelo modificado tem seis parâmetros (λ, α, υ, k, φ, μ_x), sendo chamado de Modelo de Pulsos Retangulares de Bartlett-Lewis Modificado (MPRBLM). Islam *et al.* (1990) estudaram a dependência dos parâmetros do MPRBLM com a variação sazonal e espacial da precipitação na bacia do rio Arno, na Itália.

11.2.2 Ajuste dos parâmetros

Um procedimento natural para o ajuste de um modelo com **p** parâmetros consiste em equacionar **p** com diferentes momentos estatísticos, tomados da série

de dados observados, com suas expressões derivadas para o modelo e resolver simultaneamente o conjunto de equações. Neste caso o modelo irá ajustar exatamente **p** momentos amostrais, porém o ajuste dos demais valores não é garantido. Um procedimento mais flexível consiste em ajustar um conjunto maior de momentos estatísticos.

Outra forma de obter o ajuste, adotada por Entekhabi, Rodrigues-Iturbe e Eagleson (1989) e por Cowpertwait *et al.* (1996), consiste em minimizar a soma de quadrados dos desvios entre os valores observados e os valores estimados pelo modelo. Neste esquema os resíduos são normalizados pelos respectivos valores históricos. Assim, considerando $f_i \equiv f_i((\lambda, \alpha, \upsilon, k, \varphi, \mu_x)$ como sendo uma função do modelo e f_o como sendo o valor amostral tomado de uma série histórica de valores, e supondo ainda m funções, a estimativa dos parâmetros pode ser feita minimizando a seguinte soma de quadrados:

$$S = \sum_{i=1}^{m} W_i(1 - f_i/f_o)^2 \tag{191}$$

Em que W_i permite aplicar peso diferente em algum momento. Cowpertwait (1996) aplicou peso 100 ao valor da média e peso 1 aos demais momentos de modo a garantir que o modelo gere dados de chuva com a mesma média histórica.

Khaliq e Cunnane (1996) utilizaram cinco conjuntos de dados estatísticos diferentes para cada mês de dados horários para estimar os parâmetros do modelo, sendo que quatro conjuntos consistiram de seis diferentes momentos amostrais, onde os parâmetros do modelo foram estimados resolvendo simultaneamente seis equações e seis incógnitas. O outro conjunto de dados consistiu de 16 diferentes momentos estatísticos (média, variância, autocorrelação com retardo 1 e probabilidade do intervalo ser seco para 1, 6, 12 e 24 horas), e os parâmetros do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado foram estimados minimizando a soma de quadrados dos desvios. Neste trabalho os autores observaram que os parâmetros estimados com este quinto conjunto de dados foi o que produziu uma sequência de dados de chuva que mais se assemelha com os valores históricos.

A média dos valores observados foi estimada pela função:

$$\mu_k(h) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n_k^{(h)}} Y_{i,j,l}^{(h)}}{n_k^{(h)} n} \tag{192}$$

Sendo:

$\mu_k(h)$ = média observada para o intervalo de tempo de h horas (mm);

k = índice mensal do calendário (k=1 para janeiro, 2 para fevereiro, etc...);

$Y_{i,j,k}^{(h)}$ = valor de precipitação total do j-esimo intervalo do ano i para o mês k;

$n_k^{(h)}$ = número total de intervalos de tempo de h horas no mês k; n = número de anos de dados.

A variância do valor de precipitação foi estimada pela função:

$$\gamma_k(h) = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n_k^{(h)}}\{Y_{i,j,l}^{(h)} - \mu_k(h)\}^2}{n_k^{(h)} n} \quad (193)$$

Onde: γ(h) = variância observada para o intervalo de tempo h horas (mm^{-2}).

A autocovariância com retardo 1 foi estimada pela função:

$$\gamma_k(h,1) = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{(k-1)}\left\{Y_{i,j,k}^{(h)} - \mu_k(h)\right\}\left\{Y_{i,j+1,k}^{(h)} - \mu_k(h)\right\}}{\left(n_k^{(h)} - 1\right)n} \quad (194)$$

Onde: $\gamma_k(h,1)$ = autocovariância com retardo 1 (mm^{-2});

O coeficiente de autocorrelação com retardo 1 é dado pela relação entre a autocovariância com retardo 1 e a variância, isto é:

$$\rho(h,1) = \frac{\gamma_k(h,1)}{\gamma_k(h)} \quad (195)$$

Onde: ρ(h,1) = coeficiente de autocorrelação com retardo 1;

A proporção de intervalos secos foi estimada pela razão entre o número de intervalos secos de h horas e o número total de intervalos de h horas no mês k, isto é:

$$\emptyset_d(h) = \frac{n_d(h)}{n_k(h)} \quad (196)$$

Onde: φ_d é a proporção de intervalos de h horas de duração sem chuva e n_d é o número observado desses intervalos.

A expressão analítica do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis que define a média dos valores de precipitação no intervalo de comprimento h horas é dada por:

$$E\left(Y_i^h\right) = \frac{\lambda\, h\, \upsilon\, \mu_x \mu_c}{\alpha - 1} \quad (197)$$

Onde:

$E(Y^h)$ = média da precipitação no intervalo de h horas (mm);

λ, υ, μ_x, α, φ, K = são os parâmetros do modelo;

$\mu_c = 1 + K/\varphi$; (198)

h = intervalo de tempo (h);

A variância da precipitação é definida pela seguinte expressão:

$$var\left[Y_i^h\right] = 2A_1[(\alpha-3)h\upsilon^{2-\alpha} - \upsilon^{3-\alpha} + (\upsilon+h)^{3-\alpha}]$$
$$-2A_2[(\alpha-3)\phi h\upsilon^{2-\alpha} - \upsilon^{3-\alpha} + (\upsilon+\phi h)^{3-\alpha}] \quad (199)$$

Onde: Var[Y^h] = variância dos valores de precipitação no intervalo de h horas (mm^2).

$$A_1 = \frac{\lambda\, \mu_c k\, \mu_x^2 \upsilon^\alpha}{(\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)}\left[E(X^2) + \frac{k\phi\mu_x^2}{\phi^2-1}\right] \quad (200)$$

$$A_2 = \frac{\lambda\, \mu_c k\, \mu_x^2 \upsilon^\alpha}{\phi^2(\phi^2-1)(\alpha-1)(\alpha-2)(\alpha-3)} \quad (201)$$

A profundidade da célula X é assumida como exponencialmente distribuída, por isso, $E(X^2) = 2\mu_x^2$.

A autocovariância com retardo τ é definida pela expressão:

$$cov\left[Y_i^h, Y_{i+\tau}^h\right] = A_1\{[\upsilon + (\tau+1)h]^{3-\alpha} - 2(\upsilon+\tau h)^{3-\alpha} + [\upsilon + (\tau-1)h]^{3-\alpha}\} - A_2\{[\upsilon + (\tau+1)\phi h]^{3-\alpha} - 2(\upsilon+\tau\phi h)^{3-\alpha} + [\upsilon + (\tau-1)\phi h]^{3-\alpha}\} \quad (202)$$

Onde: cov[Y_i, $Y_{i+\tau}$] é a autocovariância com retardo τ (mm^2).

A probabilidade do período de comprimento de h horas ser seco é dada por:

$$Pr\left(Y_i^h = 0\right) = exp\left\{-\lambda h - \lambda\mu T + \frac{\lambda\phi}{(\phi+k)}B_1 + \frac{\lambda\, k}{(\phi+k)}B_2\right\} \quad (203)$$

Onde: Pr = probabilidade do intervalo h horas ser seco.

$$\mu_T = \cong \frac{\upsilon}{\phi(\alpha-1)}\left[\begin{array}{l} 1 + \phi(k+\phi) - \frac{1}{4}\phi(k+\phi)(k+4\phi) \\ \quad + \frac{1}{72}\phi(\phi+k)(4k^2 + 27k\phi + 72\phi^2) \end{array}\right] \quad (204)$$

$$B_1 = \frac{\upsilon}{\phi(\alpha-1)}\left(1 - K - \phi + \frac{3}{2}K\phi + \frac{1}{2}K^2\right) \quad (205)$$

$$B_2 = \frac{\upsilon^\alpha}{\phi(\alpha-1)}[\upsilon + (K+\phi)^{1-\alpha}]\left(1 - K - \phi + \frac{3}{2}K\phi + \phi^2 + \frac{1}{2}K^2\right) \quad (206)$$

11.2.3 Simulação da chuva

Com os parâmetros do MPRBLM pode-se simular a chuva como o acúmulo de células chuvosas associadas com a chuva, conforme a descrição abaixo:

(1) Os tempos de início das chuvas ocorrem de acordo com o processo Poisson com taxa $\lambda\ h^{-1}$, isto é, os tempos entre o início de chuvas consecutivas são variáveis aleatórias independentes e exponencialmente distribuídas com parâmetro $1/\lambda$;

(2) Cada chuva tem um número η associado a ela que especifica a intensidade da chuva. Estes números são variáveis aleatórias independentes, com distribuição gama de média α/υ, e variância α/υ^2;

(3) Cada chuva consiste de uma ou mais células. A primeira célula inicia no tempo de origem da chuva e as células subsequentes têm tempo de início segundo processo

Poisson com taxa β (β =κη) h^{-1}, após o tempo exponencialmente distribuído com média 1/ϒ (ϒ=φη) h mais nenhuma célula tem início;

(4) Cada célula é um pulso retangular de chuva, com intensidade exponencialmente distribuída com média μ_x mm h^{-1}, e duração exponencialmente distribuída com média 1/η h;

(5) A precipitação total é dada pela soma de todas células e todas as chuvas.

Na Figura 16 consta a representação do MPRBLM.

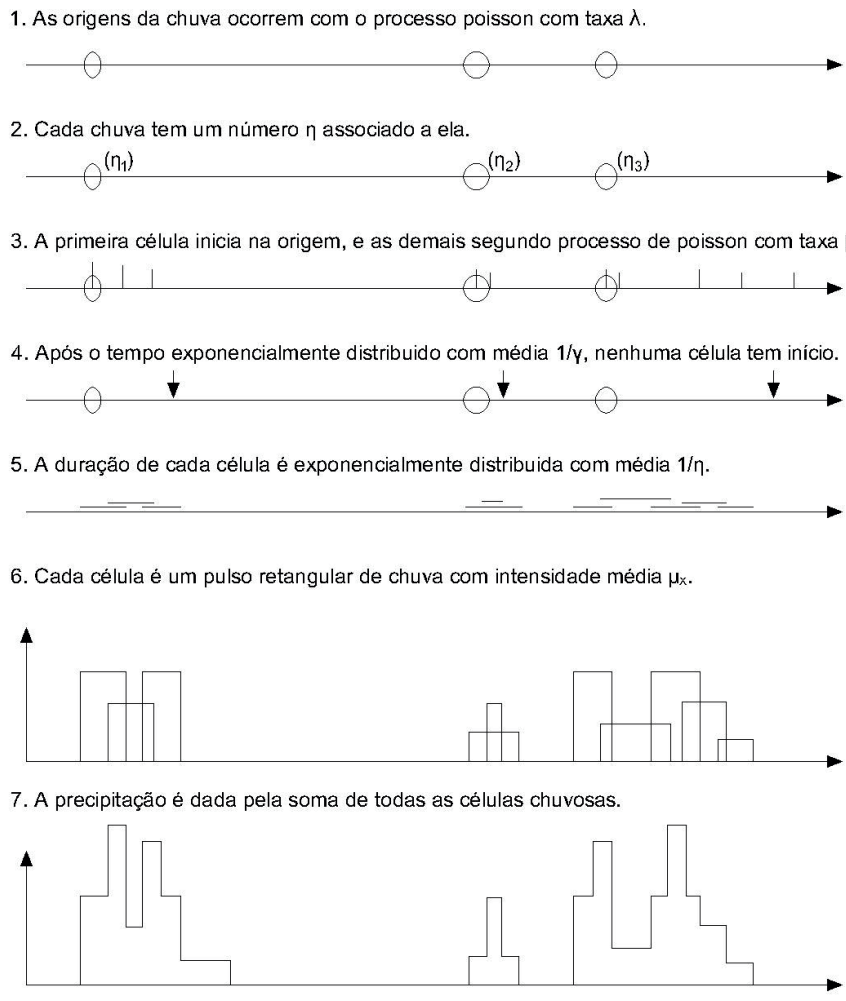


Figura 16. Representação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

11.2.4 Exemplos de aplicação

Back *et al.* (2011) usaram os dados horários de precipitação de Urussanga, Santa Catarina para ajustar os parâmetros do MPRBLM. Foram utilizadas 13 funções representando a média de 1h, a variância, o coeficiente de autocorrelação com retardo 1 e a proporção de períodos secos para os intervalos de 1, 6, 12 e 24 horas. No estudo somente foi considerado o valor da média de 1 hora, contudo foi imposta a restrição de que a média estimada seja igual à média observada, garantindo assim que as séries geradas tenham a mesma média da série observada. Na Tabela 36 constam os valores observados, estimados pelo modelo e obtidos pela série de 100 anos simulada com os parâmetros ajustados. Na Tabela 37 constam os parâmetros para cada mês. Na Figura 17 estão representados os valores de precipitação anual da série observada e da série simulada.

Tabela 36. Valores históricos observados (1), calculados pelo modelo (2), e obtidos de uma série simulada (3) para os meses de janeiro e julho

Intervalo	estatística	Janeiro			Julho		
		1	2	3	1	2	3
1h	Média [1]	0,250	0,249	0,2409	0,104	0,103	0,0994
	Var[2]	2,357	2,764	2,5766	0,390	0,390	0,3634
	PD[3]	0,857	0,918	0,9240	0,908	0,939	0,9410
	Covar[4]	0,737	0,840	0,7346	0,314	0,258	0,2340
	Correl[5]	0,313	0,304	0,2848	0,620	0,662	0,6424
6h	Var[2]	26,100	27,554	24,9241	7,111	7,629	6,8892
	PD[3]	0,696	0,709	0,7245	0,813	0,862	0,8683
	Covar[4]	4,270	3,168	2,7643	3,655	3,064	2,6039
	Correl[5]	0,164	0,115	0,1105	0,514	0,402	0,3744
12h	Var[2]	63,420	61,445	55,5171	21,942	21,385	18,9780
	PD[3]	0,608	0,561	0,5799	0,760	0,784	0,7933
	Covar[4]	5,699	7,202	6,5747	7,926	6,666	5,2939
	Correl[5]	0,090	0,117	0,1186	0,361	0,312	0,2758

Intervalo	estatística	Janeiro			Julho		
		1	2	3	1	2	3
24h	Var[2]	132,014	137,294	125,1837	58,109	56,103	48,1082
	PD[3]	0,421	0,385	0,4036	0,661	0,648	0,6620
	Covar[4]	21,392	16,814	15,0933	11,588	13,180	9,8141
	Correl[5]	0,162	0,122	0,1216	0,199	0,235	0,2038

[1]Média da precipitação em intervalo de 1 horas (mm). [2]Var – variância da precipitação l (mm^2). [3]PD – probabilidade do período ser seco. [4]Covar – auto covariância com retardo 1 (mm^2). [5]Correl – Coeficiente de autocorreção com retardo 1.
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 37. Parâmetros do Modelo de Pulsos Retangulares de Bartlett-Lewis Modificado ajustado para precipitação horária

Mês	λ (h^{-1})	υ (h)	μ_x ($mm \cdot h^{-1}$)	α	$\emptyset$	κ
Jan.	0,0265	1,4160	11,4170	5,4544	0,0150	0,0238
Feb.	0,0269	1,1761	10,2543	3,7085	0,0150	0,0192
Mar.	0,0222	2,2954	7,8594	5,4369	0,0150	0,0125
Abr.	0,0208	0,6594	7,8282	3,1764	0,0287	0,0463
Mai.	0,0126	0,5179	2,4253	2,3743	0,1006	1,1368
Jun.	0,0158	0,7929	1,8443	2,4069	0,1690	0,8962
Jul.	0,0132	2,6125	1,7266	4,0096	0,1332	0,7992
Ago.	0,0070	1,7618	2,7623	4,1161	0,0397	0,4039
Set.	0,0185	1,9613	1,3390	4,3782	0,1852	1,8695
Out.	0,0215	0,2342	4,5803	3,2837	0,0385	0,6424
Nov.	0,0258	0,4922	6,7017	3,2795	0,0397	0,1349
Dez.	0,0221	0,2546	10,5493	2,3852	0,0176	0,0695

Fonte: Back e Uggioni (2010)

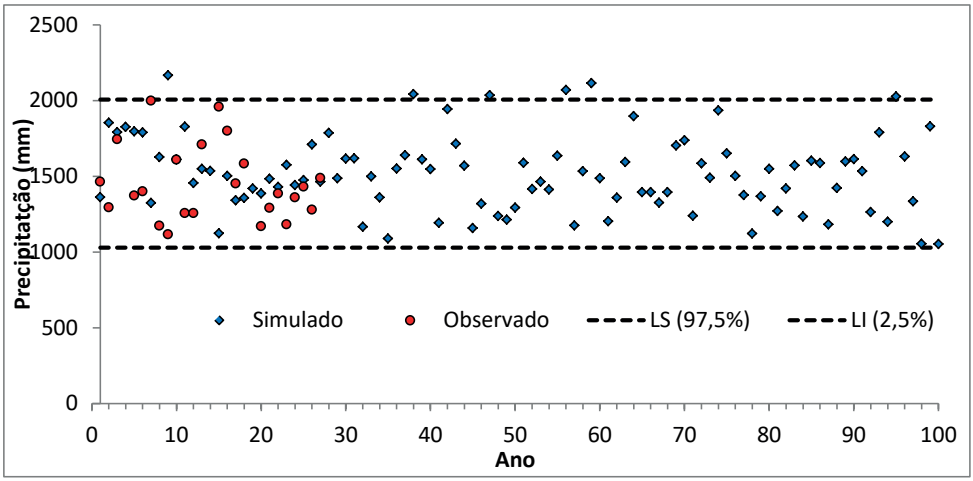


Figura 17. Exemplo de série simulada com 100 anos a partir da série observada de 23 anos
Fonte: Back *et al.* (2011)

Back (1997) utilizou a metodologia desenvolvida por Glasbey, Cooper e Mcgechan (1995), que consiste em simular longas séries de precipitação horária com o MPRBLM e posteriormente comparar sequências de dias chuvosos observados com as sequências simuladas para fazer a desagregação da precipitação diária em precipitações horárias.

Damé *et al.* (2006) e Damé, Teixeira e Lorensi (2007) utilizaram o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis na estimativa das curvas de intensidade-duração-frequência de chuvas. Back *et al.* (2011) avaliaram o modelo de Bartlett-Lewis modificado com seis parâmetros, bem como sua aplicação para estimar eventos extremos. Com base nos dados de chuva horária do período de 1986 a 2003 obtidos da estação meteorológica de Florianópolis, SC, Brasil, ajustaram os parâmetros do modelo e simularam uma série de 100 anos de dados.

Back e Uggioni (2010) avaliaram o uso do MPRBLM para estimar chuvas máximas com durações de 5min, 10min, 15min, 30min e 1h. Os autores concluíram que o ajuste dos parâmetros do modelo de Bartlett-Lewis modificado possibilita a simulação de chuvas preservando as propriedades estatísticas da precipitação em vários níveis de agregação temporal. Para as séries de precipitação simulada com duração de 1 hora, observou-se que a série de máximas anuais da série simulada manteve as características da série observada. Também a série de máximas anuais de precipitação diária obtida da agregação da precipitação horária apresentou estatísticas similares às observadas na série histórica. Para durações inferiores, as séries simuladas apresentaram subestimativas superiores a 23%, inviabilizando sua aplicação na estimativa de eventos extremos.

Back e Poleto (2017) usaram o MPRBLM para simular séries de chuvas com duração de cinco minutos e determinar a erosividade da chuva. Os autores concluíram que a modelagem da precipitação pelo MPRBLM se apresenta como uma alternativa para a obtenção de séries longas de chuvas erosivas. Para a sua utilização há necessidade de uma série de dados pluviográficos observados para obter o ajuste dos parâmetros do modelo. No entanto, mesmo que esta série observada seja relativamente curta e apresente falhas, com o modelo ajustado podem-se obter séries de dados de precipitação e de erosividade da chuva, de longo período e sem a presença de falhas. Essas séries de chuvas erosivas podem representar um avanço no estudo e na modelagem da erosão hídrica em bacias hidrográficas.

12 Dias parados em obras de engenharia em função das chuvas

Na engenharia existem várias obras que são fortemente influenciadas pelas chuvas, como, por exemplo, trabalhos de terraplanagem. A ocorrência de longos períodos chuvosos pode afetar o cronograma das atividades e determinar o atraso das obras. Além dos dias de paralisações por causa das precipitações, existem os danos diretos das chuvas, como a erosão de taludes, o que muitas vezes implica a necessidade de uma nova execução daquele trecho, em função da perda de estabilidade (Pires, 2007).

Dessa forma, é importante conhecer os riscos de ocorrência de dias parados nas obras de engenharia em função das chuvas. O conhecimento desses riscos permite o planejamento das atividades e o remanejamento da mão de obra visando diminuir os prejuízos (Mir, 2011). A análise de séries climáticas e determinação dos riscos de dias parados também são importantes para embasar possíveis pedidos de prorrogação de prazo ou justificar os atrasos nas obras. Golbert e L'astorina (2011) afirmam que no Rio Grande do Sul é comum as empresas embasarem suas justificativas fundamentadas no excesso de chuva, mesmo não tendo como base relatórios de precipitações pluviométricas e nem análise técnica do histórico da região.

No planejamento e construção de estradas e obras rodoviárias o Fator Climático Regional (FR), segundo Greco (2012), é utilizado para considerar as variações de umidade, às quais os materiais constituintes do pavimento estão sujeitos durante as estações do ano. Tais variações influem diretamente na capacidade de suporte dos pavimentos (Tabela 38).

Tabela 38. Fator Climático Regional em função da precipitação média anual

Precipitação média anual	Fator Climático Regional (FR)
Até 800mm	0,7
800 a 1500mm	1,4
Mai de 1500mm	1,8

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

As obras de engenharia de infraestrutura executadas ao ar livre são influenciadas pelas chuvas em diversos graus de intensidade. Seus efeitos encontram-se fortemente associados à natureza e às propriedades do solo e do terreno, tais como a textura, a granulometria, a permeabilidade, a declividade, a cobertura vegetal, entre outros (DNIT, 2017).

Entre as metodologias usadas para estimar a influência das chuvas nas obras de engenharia e definição de dias parados destacam-se o método de Mendes e o Método do DNIT.

12.1 Método de Mendes

A estimativa dos dias parados pode ser realizada utilizando a metodologia descrita por Mendes (2006), que relaciona a intensidade de chuva (mm dia^{-1}) com a parcela de interferência em um dia de trabalho (percentual de dia paralisado) conforme descrito na Tabela 39.

Tabela 39. Relação entre intensidade de chuva e dia paralisado

Intensidade da chuva (mm dia^{-1})	Interferência (dia parado)
≤ 5	0,00
>5 e ≤ 10	0,25
> 10 e ≤ 15	0,50
> 15 e ≤ 20	0,75
> 20	1,00

Fonte: Mendes (2006)

Determina-se também o fator número de dias parados por mês (nd) de acordo com a expressão:

$$nd = \frac{ndp}{ndm} \tag{207}$$

Em que:

nd = fator de número de dias parados;

ndp = número de dias parados no mês (dias);

ndm = número de dias do mês (dias).

Aplicando essa metodologia aos dados de precipitação diária de Capinzal, Back *et al.* (2023) determinaram as séries mensais dos valores de dias parados (Figura 18). Na Tabela 40 constam as estatísticas descritivas dessas séries. Observa-se que, como o valor da precipitação média anual é superior as 1.500mm, o valor do Fator Climático Regional estimado foi de 1,8. O fator nd para Capinzal é de 0,1418, que está coerente com valores de nd apresentados por Mendes (2006) para a Região Sul do Brasil, que indicaram valores de 0,1263, 0,1330 e 0,1545 respectivamente para os estados do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Back e Coelho (2016) obtiveram valor de nd de 0,1242 para Sombrio, que é a região com menor índice pluviométrico do Estado. Por outro lado, Coelho e Back (2015) citam nd de 0,1972 para Garuva, no litoral norte do estado e 0,1803 para Abelardo Luz no extremo oeste do estado, que são as regiões com maiores índices pluviométricos do estado de Santa Catarina.

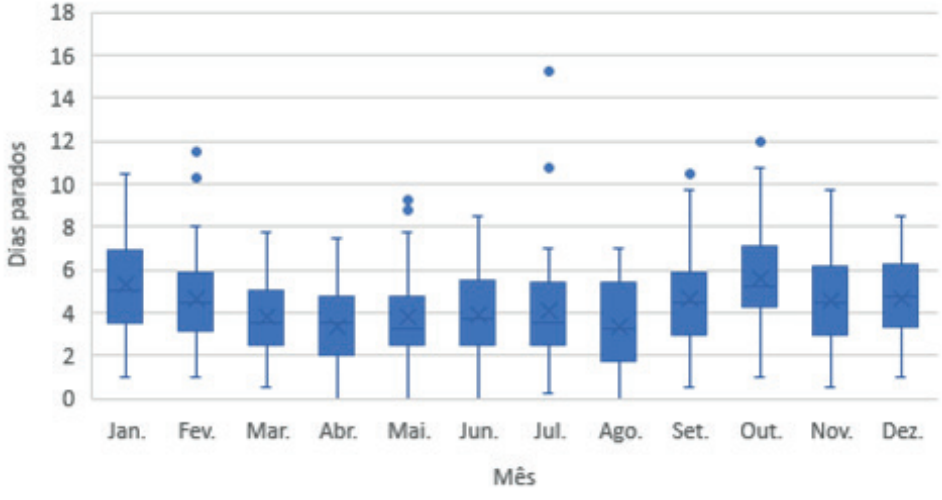


Figura 18. Boxplot dos dias parados de Capinzal, SC (1976-2021)
Fonte: Back *et al.* (2023)

Tabela 40. Dados de chuva e dias parados em obra de engenharia de Capinzal, SC

Chuva			Dias parados					
Período	Total (mm)	Dias	Média (dias)	Desvio Padrão (dias parados)	Coeficiente de variação (%)	Coeficiente de assimetria	Coeficiente de curtose	Fator nd
Jan.	172,7	11,8	5,27	2,25	42,8	0,39	-0,33	0,1700
Fev.	153,3	11,3	4,63	2,30	49,6	0,79	0,89	0,1639
Mar.	126,5	9,0	3,83	1,66	43,2	0,29	-0,34	0,1235
Abr.	122,7	7,7	3,38	1,77	52,4	0,19	-0,29	0,1127
Mai.	146,0	8,2	3,82	2,28	59,5	0,76	0,34	0,1232
Jun.	138,3	8,6	3,95	1,85	46,7	0,17	-0,36	0,1317
Jul.	143,9	8,7	4,06	2,61	64,5	2,03	7,17	0,1310
Ago.	110,3	7,1	3,38	1,97	58,3	0,25	-1,02	0,1090
Set.	163,9	9,5	4,64	2,30	49,6	0,57	0,18	0,1547
Out.	200,2	11,0	5,61	2,28	40,6	0,48	0,52	0,1810
Nov.	149,8	9,6	4,54	2,11	46,5	0,44	-0,01	0,1513
Dez.	155,5	10,0	4,69	1,85	39,5	-0,16	-0,71	0,1513
Ano	1783,1	112,5	51,80	8,94	17,3	0,27	-0,39	0,1418

Fonte: Back *et al*. (2023)

Da mesma forma que para chuvas mensais ou dias de chuva, pode-se ajustar uma distribuição de probabilidades para as estimativas de dias parados com diferentes níveis de probabilidade. A distribuição Normal e Gama são indicações de distribuições de probabilidade para serem testadas. Na Figura 19 constam o ajuste da distribuição Gama e Normal para a série de dias parados durante o ano e na Tabela 41 constam os valores esperados de dias parados para diferentes níveis de probabilidade. Observa-se que 50% dos anos têm até 51,3 dias parados e o intervalo de confiança de 90% é de 38,2 a 67,2 dias parados durante o ano.

A análise dos dias parados pode auxiliar na elaboração do cronograma das obras bem como justificar possíveis atrasos quando o número de dias parados extrapola os valores previstos. Ressalta-se que pesquisas na definição dos critérios de dias parados para diferentes tipos de obras ou etapas da obra podem melhorar esta análise.

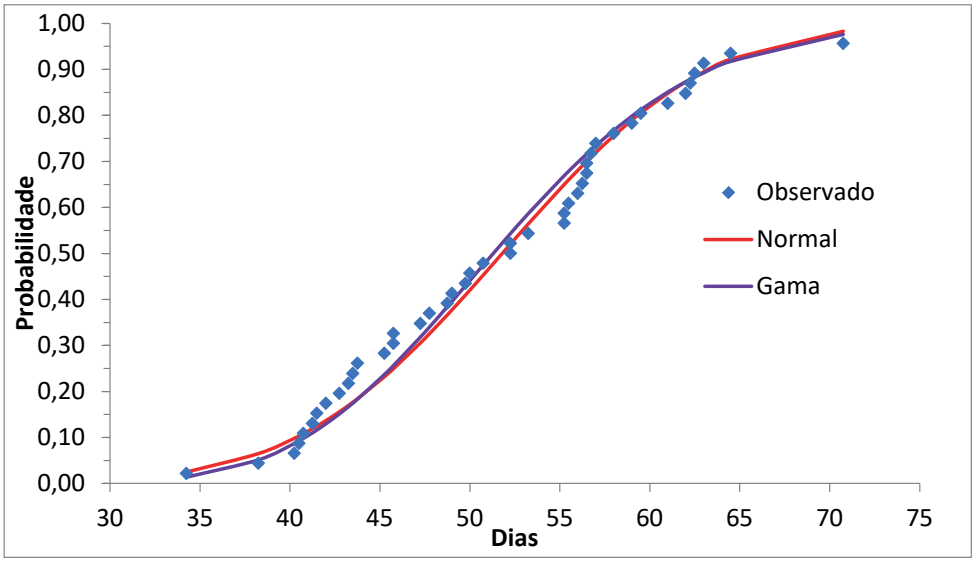


Figura 19. Ajuste das distribuições de probabilidades para série anual de dias parados
Fonte: Back *et al.* (2023)

Tabela 41. Dias parados estimados para Capinzal, SC

Período	Probabilidade										
	0,05	0,10	0,20	0,25	0,30	0,50	0,70	0,75	0,80	0,90	0,95
Jan.	2,0	2,5	3,2	3,5	3,8	4,9	6,2	6,6	7,1	8,5	9,7
Fev.	1,6	2,0	2,6	2,9	3,2	4,2	5,5	5,9	6,4	7,8	9,0
Mar.	1,1	1,7	2,4	2,7	3,0	3,8	4,7	5,0	5,2	6,0	6,6
Abr.	0,5	1,1	1,9	2,2	2,5	3,4	4,3	4,6	4,9	5,6	6,3
Mai.	0,7	1,1	1,6	1,9	2,1	3,2	4,7	5,1	5,7	7,3	8,9
Jun.	0,9	1,6	2,4	2,7	3,0	4,0	4,9	5,2	5,5	6,3	7,0
Jul.	0,9	1,3	1,9	2,2	2,4	3,5	4,9	5,4	5,9	7,5	9,0
Ago.	0,1	0,9	1,7	2,1	2,4	3,4	4,4	4,7	5,0	5,9	6,6
Set.	1,5	1,9	2,5	2,8	3,1	4,2	5,6	6,0	6,5	7,9	9,3
Out.	2,3	2,8	3,5	3,9	4,1	5,3	6,6	7,0	7,5	8,8	10,1
Nov.	1,5	1,9	2,5	2,8	3,1	4,1	5,4	5,8	6,3	7,7	9,0
Dez.	1,6	2,3	3,1	3,4	3,7	4,7	5,7	5,9	6,2	7,1	7,7
Ano	38,2	40,8	44,2	45,6	46,8	51,3	56,0	57,5	59,1	63,4	67,2

Fonte: Back *et al.* (2023)

12.2 Método DNIT (Sicro)

Com intuito de prever a influência da pluviometria e de outras condições climáticas desfavoráveis sobre a eficiência dos equipamentos, a produção das equipes mecânicas e a mão de obra, o SICRO propõe a utilização de um Fator de Influência de Chuvas (FIC) a ser aplicado diretamente sobre o custo unitário de execução (mão de obra e equipamentos) de alguns serviços.

O Fator de Influência de Chuvas é definido em função do peso dos diversos fatores que interferem na execução das obras, de forma atenuante ou agravante, e será aplicado diretamente às composições de custos de alguns serviços. A metodologia desenvolvida pressupõe que o Fator de Influência de Chuvas é calculado em função de diferentes fatores, por unidade da federação, em consonância à expressão apresentada abaixo:

$$FIC = fa\ fp\ fe\ nd \tag{208}$$

Onde:

FIC = Fator de influência da Chuva;

fa = representa o fator da natureza da atividade;

fp = representa o fator de permeabilidade do solo;

fe = representa o fator de escoamento superficial;

nd = representa o fator de intensidade das chuvas, que expressa o percentual médio de dias efetivamente paralisados em função das chuvas.

Durante a ocorrência das chuvas, pode ocorrer a paralisação dos serviços em função de sua intensidade. Na maioria das obras descobertas, tão logo as precipitações se encerram, as atividades podem ser retomadas. Entretanto, chuvas de maior intensidade tendem a influenciar mais a dinâmica dos serviços após a sua ocorrência em função particularmente da ação da água absorvida pelo solo.

O Fator de Intensidade de Chuvas é definido em função do valor médio dos dias efetivamente paralisados e calculado a partir das intensidades diárias das chuvas, consideradas apenas durante as oito horas do horário normal de trabalho.

O fator de intensidade relativo ao percentual médio de dias paralisados em função das chuvas pode ser calculado com base nos dados das séries históricas de precipitação diária das estações pluviométricas. O DNIT (2017) apresenta as expressões abaixo:

$$X_i \leq 5 \rightarrow nd = 0; \tag{209}$$

$$X_i \geq 20 \rightarrow nd = 1; \tag{210}$$

$$nd = \sum \frac{\left(\frac{X_i}{15} - \frac{1}{3}\right)}{n} \tag{211}$$

Onde:

nd = média da soma das parcelas dos dias efetivamente paralisados;

xi = intensidade da chuva em 8 horas do dia (chuva diária dividido por 3), em mm;

n = o número de dias no período considerado.

Na Figura 20 encontra-se a forma gráfica para determinar o Fator de intensidade (nd) de acordo com o método DNIT.

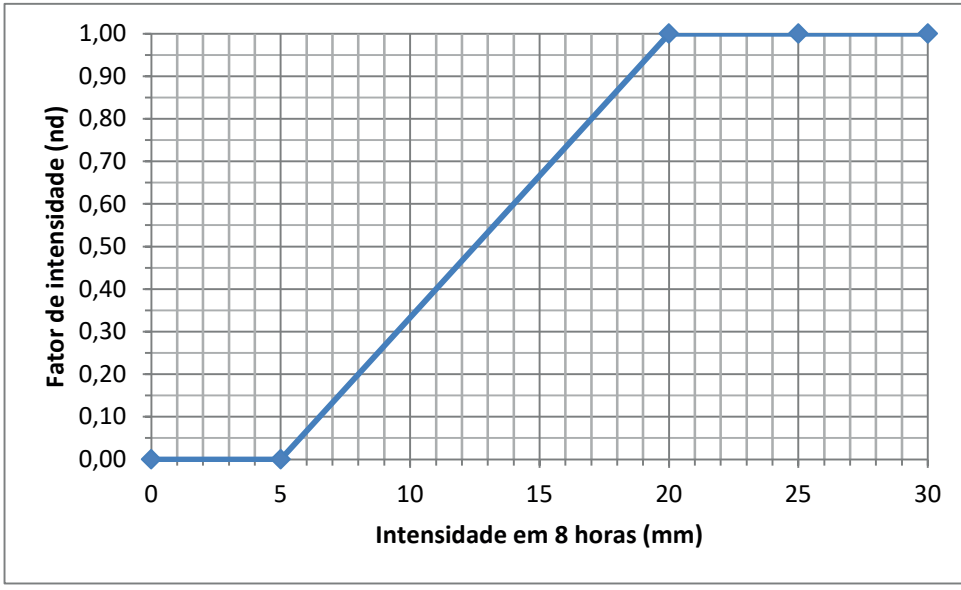


Figura 20. Fator de intensidade de chuva em função da pluviometria registrada no período equivalente a oito horas
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Considerando os dados de precipitação diária (P), podem-se adaptar as expressões para:

Se P <= 15 então DP = 0

Se P > 60 então DP =1

Se (15< P <60) então $DP = \frac{P}{45} - \frac{1}{3}$ (212)

Na Figura 21 tem-se a adaptação do método DNIT para precipitação diária.

Na Tabela 42 consta um exemplo de cálculo dos dias parados pelo método de Mendes e Método do DNIT. Neste exemplo o fator nd é de 0,125 (nd = 3,88/31).

Tabela 42. Dias parados em função da precipitação calculados pelo método de Mendes e método do DNIT

Dia	Precipitação (mm)	Método Mendes	Método DNIT
1	8,4	0,250	0,000
2	0,6	0,000	0,000
3	0,0	0,000	0,000
4	2,2	0,000	0,000
5	0,0	0,000	0,000
6	0,0	0,000	0,000
7	7,2	0,250	0,000
8	63,0	1,000	1,000
9	0,9	0,000	0,000
10	15,4	0,750	0,009
11	16,0	0,750	0,022
12	5,8	0,250	0,000
13	0,0	0,000	0,000
14	0,0	0,000	0,000
15	0,0	0,000	0,000
16	0,0	0,000	0,000
17	0,0	0,000	0,000
18	59,2	1,000	0,982
19	104,8	1,000	1,000
20	17,6	0,750	0,058
21	3,4	0,000	0,000
22	1,4	0,000	0,000
23	0,0	0,000	0,000
24	0,0	0,000	0,000
25	0,0	0,000	0,000
26	0,0	0,000	0,000
27	0,0	0,000	0,000
28	0,0	0,000	0,000
29	5,4	0,250	0,000
30	0,0	0,000	0,000
31	51,4	1,000	0,809
Total	362,7	7,250	3,880

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

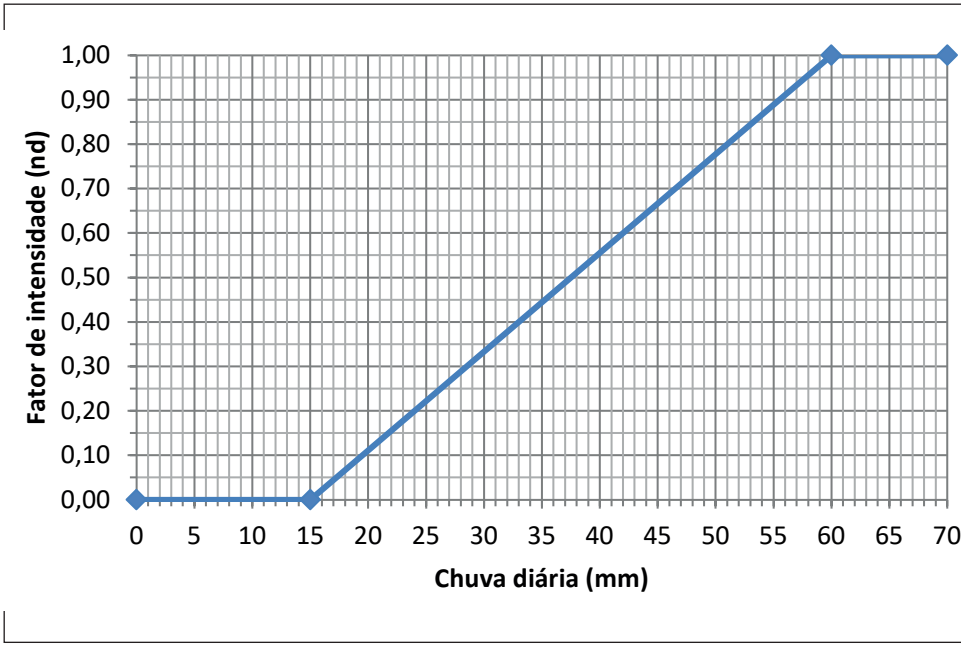


Figura 21. Fator de intensidade (nd) em função da chuva diária
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

12.3 Método de Mattos (2015)

Mattos (2015) apresenta um método em que considera que as chuvas menores que 5mm não interferem nas atividades. Para as chuvas diárias de 5 a 10mm o dia não é praticável, isto é, implicam um dia parado. As chuvas diárias acima de 10mm, além de tornar o dia impraticável (um dia parado), também tornam 50% do dia seguinte impraticável (0,5 dia parado).

Dessa forma, podem-se determinar os dias parados com o seguinte algoritmo:

Verificar a precipitação total do dia (Pi):

Se Pi < ; 5,0mm então DP = 0

Se 5,0 ≤ Pi≤ 10mm então DP =1,0

Se Pi > 10mm então DP = 1 e DP seguinte = 0,5

Em que:

Pi – precipitação diária (mm);

DP – Dia parado.

Back *et al.* (2025) compararam as estimativas de dias parados em obras de engenharia rodoviária em função das chuvas obtidas com os métodos de Mendes (2006), Mattos (2015) e DNIT (2017). O método do DNIT, considerando 8 horas diárias, apresenta valores da ordem de 19 a 31% do valor obtido com o método de Mendes. Essa diferença deve-se principalmente à redução da jornada de trabalho para 8 horas. À medida que se aumenta essa jornada de trabalho, as diferenças se reduzem, ficando somente de 4 a 8% quando a jornada é de 24 horas. O método de Mattos apresentou valores com praticamente o dobro do método de Mendes, sendo essa diferença devida aos critérios de chuva diária usados como limites para a definição de dias parados.

13 Índice para avaliar a concentração de chuvas

Nos estudos climáticos e hidrológicos é comum avaliar a variabilidade temporal das chuvas baseado na precipitação mensal, sazonal ou anual, utilizando-se principalmente o valor médio, a amplitude, a variância e o coeficiente de variação.

A concentração das chuvas em determinados períodos implica a ocorrência de períodos com excesso de água, gerando problemas de erosão, alagamento, enchentes e deslizamentos de terra. Por outro lado, a distribuição irregular pode implicar períodos secos que afetam a agricultura, o abastecimento de água e a geração de energia.

A maioria dos estudos de eventos extremos de chuva é baseada nas séries de chuvas máximas anuais, visando caracterizar a chuva máxima para dimensionamento de obras hidráulicas. Esses trabalhos, em geral, não caracterizam a variabilidade temporal e também não levam em consideração a concentração das chuvas em determinados períodos do ano. A ocorrência de chuvas em alguns períodos pode indicar maiores riscos de erosão, inundação e deslizamento de terra e, por outro lado, maiores riscos de secas em outros períodos (Coscarelli; Coloiero, 2012).

A caracterização da concentração de chuvas pode ser feita por alguns índices baseados em dados diários, como o Índice de Concentração (IC) ou baseados em dados mensais como o Índice de Concentração da Precipitação (ICP) e o Grau de Concentração da Precipitação (GCP).

13.1 Índice de Concentração (IC)

Martin-Vide (2004) propôs o uso do Índice de Concentração (IC) que consiste em determinar as contribuições relativas das precipitações diárias. O cálculo do IC pode ser feito determinando os percentuais acumulados de precipitação ($\mathbf{P_i}$) que contribuíram com as percentagens acumuladas de dias ($\mathbf{N_i}$).

Para o cálculo e representação do IC pode-se organizar a tabela em que as colunas têm os seguintes valores:

- K = classe de valores de chuva;
- LI = limite inferior da classe, iniciando com 0mm;
- LS = limite superior da classe, iniciando com 1,0mm (para intervalos de 1,0mm);
- N° = número de dias com chuva >= LI e menor que LS;
- Nac = número de dias de chuva menores que o LS da classe;
- $\bar{X}$ = média da classe (LI+LS)/2;
- P_i = chuva acumulada (mm) calculada por $P_i = Nac\ \bar{X}$;
- NP_i = produto de N° por P_i;
- X= percentual de dias de chuva, calculada por $X = \frac{Nac}{\sum N^{\circ}} * 100$;
- Y = percentual da quantidade de chuva, calculada por $Y = \frac{N\ P_i}{\sum NP_i} * 100$;
- Ln(X) = logaritmo natural do valor X;
- Ln (Y) = logaritmo natural do valor Y;
- Xi Ln(X) = produto das colunas Xi e Ln(X);
- Xi Ln(Y) = produto das colunas Xi e Ln(Y).

Na Tabela 43 consta o exemplo de cálculo do IC para os dados de chuva do mês de janeiro de Capinzal, SC.

Tabela 43. Exemplo de cálculo do IC para a série de precipitação diária do mês de janeiro de Capinzal, SC

k	LI	LS	N	Fac	$\bar{X}$	Pi	Npi	X	Y	ln(X)	ln(Y)	XiLn(X)	XiLn(Y)
1	0	1	25	25	0,5	12,5	12,5	7	0	1,95	-1,44	13,6	-10,1
2	1	2	24	49	1,5	36,0	48,5	14	1	2,62	-0,09	36,0	-1,2
3	2	3	23	72	2,5	57,5	106,0	20	2	3,00	0,69	60,6	14,0
4	3	4	14	86	3,5	49,0	155,0	24	3	3,18	1,07	76,7	25,9
5	4	5	19	105	4,5	85,5	240,5	29	5	3,38	1,51	99,5	44,5
6	5	6	16	121	5,5	88,0	328,5	34	6	3,52	1,83	119,4	61,9
7	6	7	17	138	6,5	110,5	439,0	39	8	3,65	2,12	141,3	81,8
8	7	8	19	157	7,5	142,5	581,5	44	11	3,78	2,40	166,4	105,4
9	8	9	9	166	8,5	76,5	658,0	47	12	3,84	2,52	178,5	117,2
10	9	10	13	179	9,5	123,5	781,5	50	15	3,91	2,69	196,3	135,0
11	10	11	15	194	10,5	157,5	939,0	54	18	4,00	2,88	217,1	156,3
12	11	12	6	200	11,5	69,0	1008,0	56	19	4,03	2,95	225,5	165,1
13	12	13	10	210	12,5	125,0	1133,0	59	21	4,07	3,06	239,7	180,2
14	13	14	11	221	13,5	148,5	1281,5	62	24	4,13	3,19	255,4	197,3
15	14	15	13	234	14,5	188,5	1470,0	66	28	4,18	3,32	274,2	217,9

k	LI	LS	N	Fac	$\bar{X}$	Pi	Npi	X	Y	ln(X)	ln(Y)	XiLn(X)	XiLn(Y)
16	15	16	6	240	15,5	93,0	1563,0	67	30	4,21	3,39	282,9	227,6
17	16	17	13	253	16,5	214,5	1777,5	71	34	4,26	3,51	302,0	249,1
18	17	18	4	257	17,5	70,0	1847,5	72	35	4,28	3,55	307,9	255,8
19	18	19	12	269	18,5	222,0	2069,5	75	39	4,32	3,67	325,7	276,3
20	19	20	4	273	19,5	78,0	2147,5	76	41	4,34	3,70	331,7	283,2
21	20	21	5	278	20,5	102,5	2250,0	78	43	4,36	3,75	339,1	292,0
22	21	22	3	281	21,5	64,5	2314,5	79	44	4,37	3,78	343,6	297,4
23	22	23	1	282	22,5	22,5	2337,0	79	44	4,37	3,79	345,1	299,2
24	23	24	6	288	23,5	141,0	2478,0	81	47	4,39	3,85	354,2	310,3
25	24	25	6	294	24,5	147,0	2625,0	82	50	4,41	3,90	363,3	321,5
46	49	50	1	343	49,5	49,5	4385,5	96	83	4,57	4,42	438,6	424,4
47	52	53	1	344	52,5	52,5	4438,0	96	84	4,57	4,43	440,2	426,8
48	55	56	2	346	55,5	111,0	4549,0	97	86	4,57	4,45	443,3	431,7
49	56	57	1	347	56,5	56,5	4605,5	97	87	4,58	4,47	444,9	434,1
50	58	59	1	348	58,5	58,5	4664,0	97	88	4,58	4,48	446,4	436,6
51	60	61	2	350	60,5	121,0	4785,0	98	90	4,59	4,50	449,6	441,6
52	61	62	1	351	61,5	61,5	4846,5	98	92	4,59	4,52	451,1	444,2
53	66	67	1	352	66,5	66,5	4913,0	99	93	4,59	4,53	452,7	446,8
54	68	69	1	353	68,5	68,5	4981,5	99	94	4,59	4,54	454,2	449,4
55	72	73	1	354	72,5	72,5	5054,0	99	96	4,60	4,56	455,8	452,1
56	74	75	1	355	74,5	74,5	5128,5	99	97	4,60	4,57	457,4	454,8
57	80	81	1	356	80,5	80,5	5209,0	100	98	4,60	4,59	459,0	457,7
58	81	82	1	357	81,5	81,5	5290,5	100	100	4,61	4,61	460,5	460,5
Σ					1886	5290,5	163264,5	4440,6	3086,0	246,17	207,8	19548,7	17597,72

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Com os valores de X e Y pode-se elaborar o gráfico (Figura 22). A área *S'* delimitada pela bissetriz do quadrante e a linha poligonal fornecem uma medida de concentração, pois, quanto maior for a área, maior será o IC. Com a equação é determinada a curva de concentração, a qual é traçada com ambos os eixos variando entre 0 e 100%, totalizando uma área total (A') de 10.000 (Siqueira, 2016). O valor do IC é a fração de S' e a área de superfície do triângulo inferior delimitada pela linha de equidistribuição (Martin-Vide, 2004).

$$A = \left[\frac{a}{b} e^{bx} \left(x - \frac{1}{b}\right)\right]_0^{100} \tag{213}$$

O IC pode ser definido pela equação:

$$\mathrm{IC} = \frac{5000 - A}{5000} \tag{214}$$

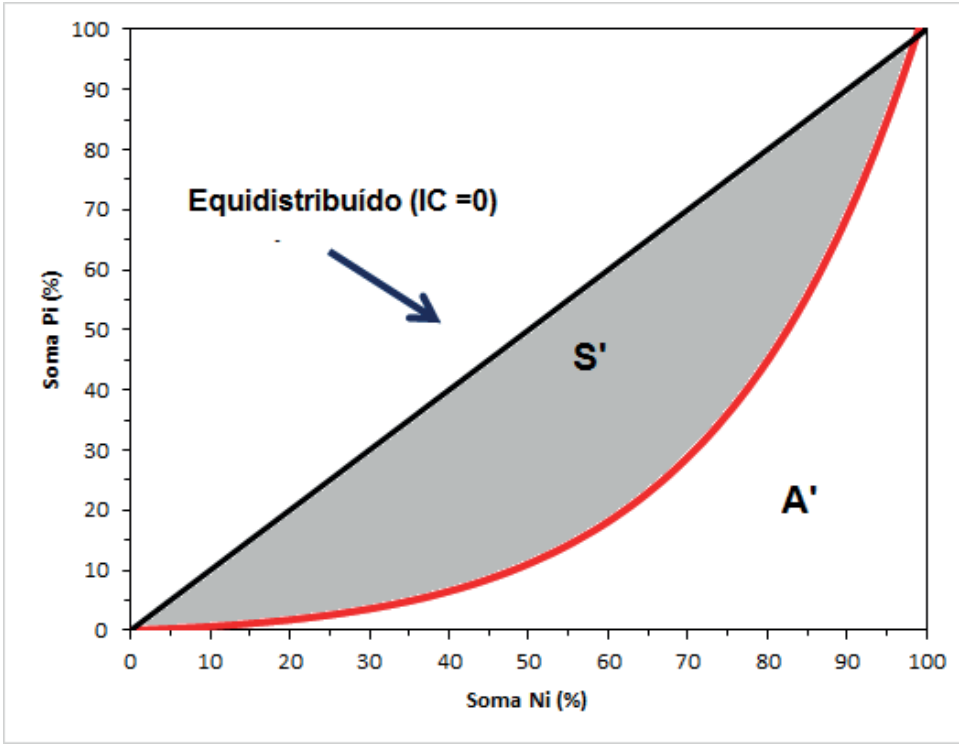


Figura 22. Curva exponencial do número acumulado de dias de chuva (Soma Ni%) versus quantidade acumulada de chuva (Soma PI %)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

O valor de IC encontrado pode ser classificado conforme a Tabela 44.

Tabela 44. Classificação do índice de concentração (IC)

IC	Classificação
≤ 0,50	Baixo
0,50 a 0,60	Médio
0,60 a 0,70	Alto
≥ 0,70	Muito alto

Fonte: Martin-Vide (2004)

A curva exponencial, denominada de curva de precipitação normalizada (Martin-Vide, 2004; Wang *et al.*, 2013) é representada por:

$$Y = aXe^{bX} \tag{215}$$

Em que:

Y = o percentual da quantidade de chuva;

X = o percentual dos dias de chuva;

e = base do logaritmo neperiano (e =2,7182818);

a e b = coeficientes que podem ser obtidos pelas equações 216 e 217:

$$\ln a = \frac{\sum X_i^2 \sum \ln Y_i + \sum X_i \sum X_i \ln X_i - \sum X_i^2 \sum \ln X_i - \sum X_i \sum X_i \ln Y_i}{N \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \tag{216}$$

$$b = \frac{N \sum X_i \ln Y_i + \sum X_i \sum \ln X_i - N \sum X_i \ln X_i - \sum X_i \sum \ln Y_i}{N \sum X_i^2 - (\sum X_i)^2} \tag{217}$$

$$\ln a = \frac{374593{,}7 * 207{,}8 + 440{,}6 * 19548{,}7 - 374593{,}7 * 246{,}2 - 440{,}6 * 17597{,}7}{58 * 374593{,}7 - (440{,}6)^2} = -2{,}8372$$

$$a = e^{-2{,}7372} = 0{,}0586$$

$$b = \frac{58*17597{,}7+4440{,}6*207{,}84-58*19548{,}7-4440{,}6*207{,}8}{58*374593{,}7-(440{,}6)^2} = 0{,}0284$$

$$A' = \left[\frac{0{,}0586}{0{,}0284} e^{0{,}0284x}\left(x - \frac{1}{0{,}0284}\right)\right]_0^{100} = 2365{,}1$$

$$S = 5000 - A' = 2634{,}9$$

$$IC = \frac{5000 - 2365{,}1}{5000} = 0{,}527$$

Com esses dados pode-se construir o gráfico (Figura 23)

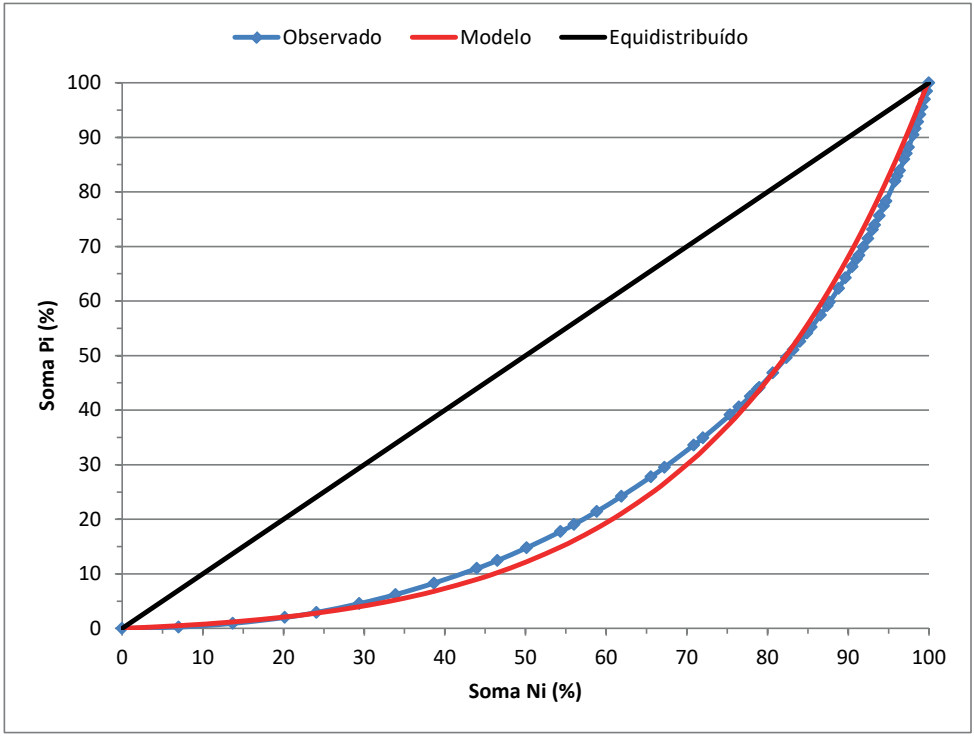


Figura 23. Representação do IC de chuvas de janeiro para Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Martin-Vide (2004) observou que na área leste da Espanha havia alta concentração da precipitação, onde 25% dos dias mais chuvosos representam 70% ou mais do total anual, enquanto no resto do país apresentou maiores quantidades de precipitação diária distribuída uniformemente. Com a tabela ou a função podem-se determinar os percentuais de precipitação contribuída por determinados valores de percentuais de dias mais chuvosos, como, por exemplo, 5%, 10%, 20%, 25% denominadas de PP5, PP10, PP20 e PP25. Considerando os coeficientes a = 0,0586 e b = 0,0284 a contribuição da chuva total dos 75% dos dias chuvosos é calculada como:

$$Y = 0{,}0586 * 75 \exp(0{,}0284x75) = 37{,}0\%$$

Onde se conclui que 75% dos dias menos chuvosos contribuem com 37% da precipitação. Portanto, 25% (PP25) dos dias mais chuvosos contribuem com 63% da precipitação total.

Para Nery, Carfan e Martin-Vide (2017), a precipitação é uma das variáveis mais importantes associadas à monção em qualquer lugar do mundo e a quantidade de chuva em uma semana ou mês varia muito. Índices de concentração acima de 0,60 mostram um dos traços característicos da chuva de monção que é a alta concentração. Os autores afirmam também que o Índice de Concentração (IC) permite entender a irregularidade da chuva diária. IC é um indicador sintético que resume todos os eventos diários de precipitação.

13.2 Índice de Concentração de Precipitação (ICP)

O Índice de Concentração de Precipitação (ICP) foi proposto por Oliver (1980) para fornecer informações sobre variabilidade total de longo prazo na quantidade de precipitação recebida (Michiels; Gabriels; Hartmann, 1992). O ICP pode ser calculado para escalas anuais e sazonais. Para escalas anuais o ICP é calculado por:

$$ICP = 100 * \frac{\sum_{i=1}^{12} p_i^2}{(\sum_{i=1}^{12} p_i)^2} \quad (218)$$

Onde: p_i é a precipitação mensal no mês i.

Para escala sazonal, considerando os meses correspondentes às estações verão, outono, primavera e inverno (De Luis *et al.*, 2011) o ICP é calculado por:

$$ICP_{sazonal} = \frac{\sum_{i=1}^{3} p_i^2}{(\sum_{i=1}^{3} p_i)^2} * 25 \quad (219)$$

Para uma escala suprasazonal, utiliza-se a seguinte fórmula (220):

$$ICP_{suprasazonal} = \frac{\sum_{i=1}^{6} p_i^2}{(\sum_{i=1}^{6} p_i)^2} * 50 \quad (220)$$

Conforme equações do ICP sazonal e suprasazonal, o menor valor do ICP é de 8,3, indicando perfeita uniformidade na distribuição da precipitação. Por outro lado, valores próximos de 16,7 indicam que a precipitação total foi concentrada em meio do período e valores de ICP acima de 25, que a precipitação total ocorreu em 1/3 do período, o que significa que o total anual da precipitação ocorre em quatro meses. Deste modo, a precipitação suprasazonal ocorre em dois meses e a sazonal, em um mês (De Luis *et al.*, 2011).

Quanto maior o seu valor, maior a concentração da precipitação. Porém algumas alterações nos seus valores podem ser complexas e estar relacionadas às características globais e sinóticas da atmosfera e com fatores locais que afetam as tendências da precipitação (De Luis *et al.*, 2011).

Na Tabela 45 constam as classificações da regularidade da chuva segundo Oliver (1980), e da concentração da chuva conforme Michiels *et al.* (1992) baseadas no ICP.

Tabela 45. Classificação do Índice de Concentração da Precipitação (ICP)

ICP	Concentração sazonal Michiels *et al.* (1992).	Distribuição da chuva (Oliver, 1980)
Entre 8,3 -10	Uniforme	Regular
entre 11 e 15	Moderadamente sazonal	Baixa irregularidade
entre 16 e 20	Sazonal	Média irregularidade
>20	Fortemente sazonal	Alta irregularidade
20 – 50*	Fortemente estacional	
51 – 100*	Isolada	

Fonte: Durães (2013)

Dois procedimentos diferentes podem ser adotados para avaliar este índice: o ICP pode ser estimado pelos dados mensais médios de precipitação (ICP_1) ou calculado para cada ano e depois como a média desses valores anuais de ICP (ICP_2). Na Tabela 46 constam os valores anuais de ICP calculados para Capinzal, SC. Na Tabela 47 constam os valores de ICP_1, bem como os valores calculados a partir das médias mensais (ICP_2), onde se podem observar diferenças nos valores, em que as médias mensais tendem a reduzir os valores de ICP.

Tabela 46. Valores de ICP calculados para Capinzal, SC

Ano	Anual	1º Semetre	2º Semestre	JFM	AMJ	JAS	OND
1991	10,73	10,84	10,61	8,93	10,43	8,35	9,59
1992	9,81	10,33	8,84	8,59	11,28	8,46	9,14
1993	9,53	9,27	9,70	8,92	9,12	10,99	8,61
1994	10,73	11,24	10,23	13,50	8,60	12,38	8,69
1995	10,67	10,08	11,24	8,90	11,52	10,57	11,85
1996	10,59	12,60	9,10	9,52	13,01	9,03	9,06
1997	11,38	11,50	10,31	11,49	10,56	8,35	9,38
1998	11,00	10,56	10,75	9,46	11,82	8,81	12,40
1999	10,68	10,21	11,20	10,76	9,64	12,06	9,35
2000	10,40	8,93	10,22	8,91	8,80	10,75	9,63
2001	9,05	8,57	9,58	8,64	8,37	9,62	9,50
2002	9,53	9,06	8,98	9,51	8,35	8,68	8,86
2003	11,98	10,24	13,20	9,21	8,67	9,08	9,77

Ano	Anual	1º Semetre	2º Semestre	JFM	AMJ	JAS	OND
2004	10,19	9,29	10,25	9,06	9,49	10,27	10,18
2005	10,54	9,89	11,27	10,78	8,34	9,03	13,89
2006	10,64	11,12	10,00	8,34	12,40	9,36	9,22
2007	10,67	9,54	11,96	9,02	10,12	13,82	10,45
2008	11,77	11,01	12,16	10,05	10,28	11,84	10,47
2009	12,96	10,62	10,19	9,05	12,85	10,45	8,57
2010	10,44	9,94	10,67	9,79	9,84	9,26	10,28
2011	9,71	9,25	9,86	9,05	8,55	8,42	11,82
2012	11,24	10,14	12,38	9,94	9,62	12,84	11,74
2013	9,43	9,39	9,35	9,05	8,98	9,47	8,93
2014	10,89	9,66	11,87	8,83	10,27	12,87	10,30
2015	11,20	11,05	9,91	10,54	10,21	11,08	8,36
2016	10,28	10,70	9,81	9,82	10,34	9,79	9,65
2017	11,76	10,50	12,25	8,43	10,93	15,85	8,74
2018	11,46	11,05	11,26	9,29	9,14	11,03	9,66
2019	11,39	10,64	11,40	8,37	14,11	10,61	8,93
2020	10,20	9,61	10,78	9,38	9,64	9,38	12,19

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 47. Valores médios de ICP calculados com as séries de dados (ICP1) e com as médias mensais (ICP2)

ICP	Anual	1º Semetre	2º Semestre	JFM	AMJ	JAS	OND
ICP_1	10,70	10,23	10,64	9,50	10,18	10,42	9,97
ICP_2	8,59	8,48	8,66	8,47	8,36	8,64	8,55

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Os valores de ICP dependem das características climáticas do local. Na Figura 24 estão representados diferentes tipos climáticos do Brasil, onde se podem verificar variações no ICP. Galatto, Souza e Back (2023) avaliaram o ICP para o Brasil (Figura 25) baseado nas normais climatológicas de 1991 a 2020 (Inmet, 2022) e relacionaram com os tipos climáticos segundo classificação de Köppen. Os autores constataram que 25,8% do território brasileiro tem ICP "Uniforme" (ICP <10), localizado principalmente na Região Sul e no litoral do Nordeste. A maior parte do território (67,8%) é classificada como Moderadamente Sazonal (ICP entre 10 e 15), incluídas todas as regiões com os

climas Af, Am, Cfa, Cfb. A concentração classificada como “Sazonal” (ICP entre 15 e 20) ocorre em 6,4% do território, nos climas As, Aw, BSh e parte do clima Cw. Concentração “Fortemente sazonal” (ICP > 20) foi observada em área inferior a 0,1% do território nacional, localizada somente em alguns municípios do clima BSh.

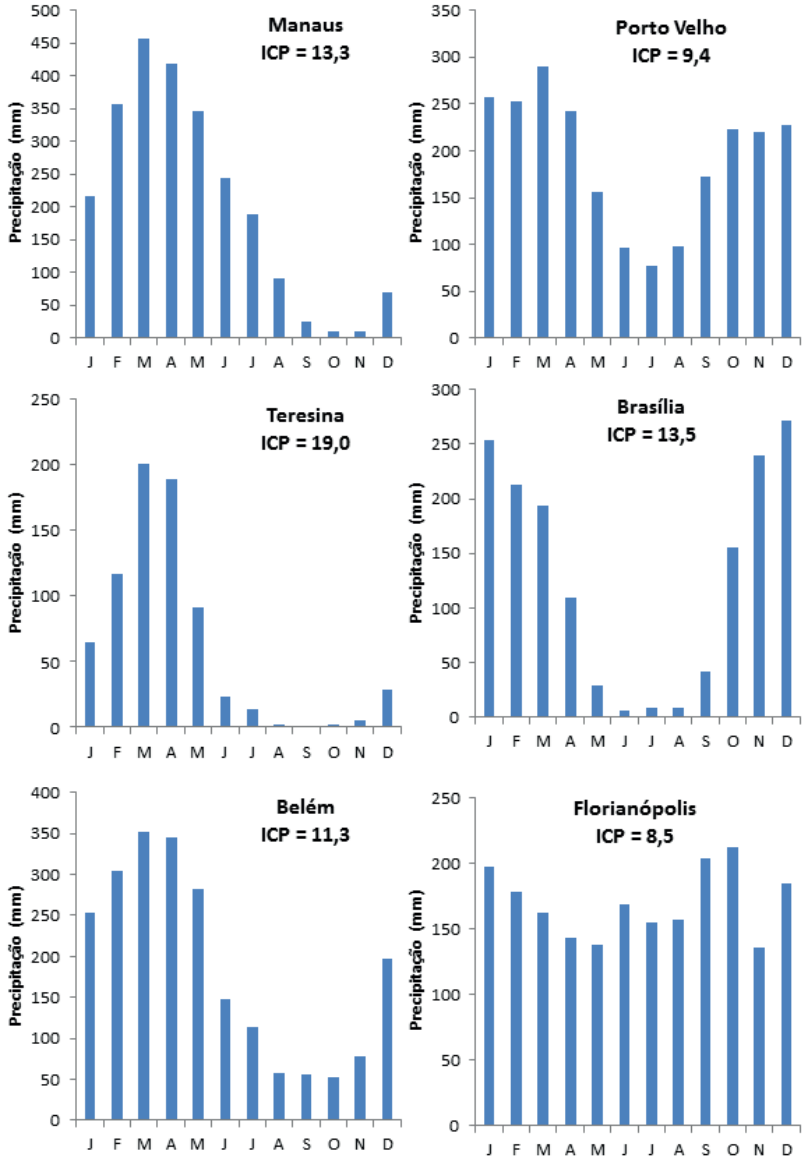


Figura 24. ICP para diferentes tipos climáticos do Brasil
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

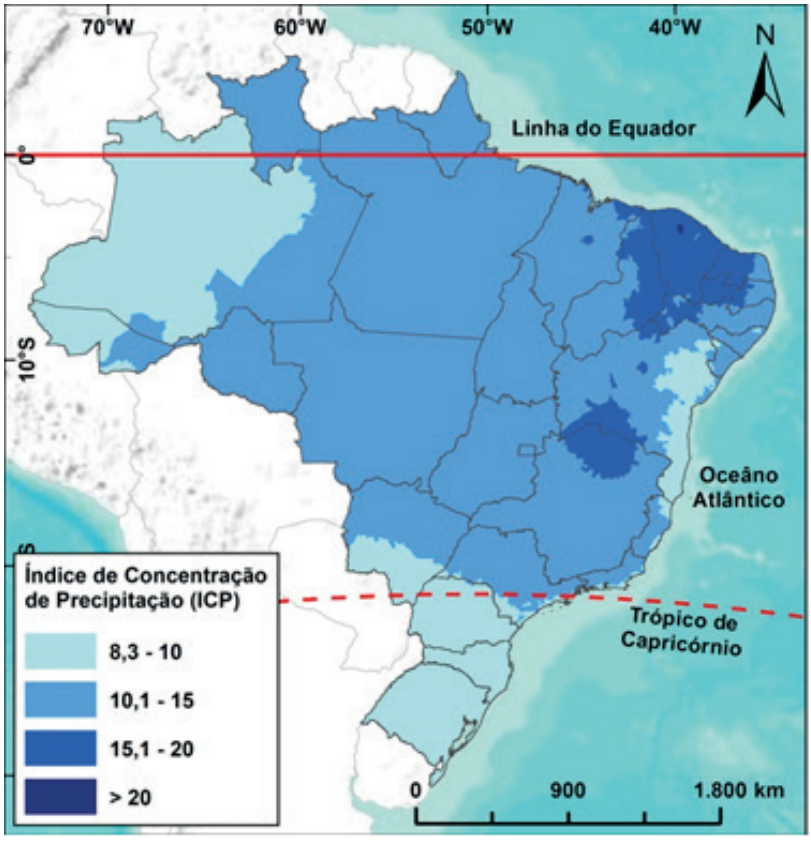


Figura 25. Índice de Concentração de Precipitação (ICP) baseado nas Normais Climatológicas do Brasil
Fonte: Galatto, Souza e Back (2023)

13.3 Grau de Concentração da Precipitação (GCP) e Período de Concentração da Precipitação (PCP)

Para a caracterização da distribuição temporal da precipitação ao longo do ano, bem como da sua concentração neste período, podem-se utilizar os índices "Grau de Concentração de Precipitação" (*Precipitation Concentration Degree* – PCD ou GPC) e "Período de Concentração da Precipitação" (*Precipitation Concentration Period* - PCP), utilizados em Li *et al.* (2011) e Zhang e Qian (2003).

O PCP refere-se ao mês em que o total de precipitação dentro de um ano se concentra e o PCD reflete o grau em que a precipitação total anual está concentrada num período de 12 meses (Xie *et al.*, 2005).

Considerando o caso da precipitação mensal, que para cada mês do ano será decomposto nos componentes horizontal e vertical, respectivamente, e que o primeiro é expresso como valor seno e o segundo como valor cosseno da precipitação ao longo do respectivo ângulo, esses componentes são calculados por:

$$\theta_i = \left(360^o \frac{i}{n}\right) \tag{221}$$

$$R_{xi} = \sum_{j=1}^{N} r_{ij} \operatorname{sen}(\theta_j) \tag{222}$$

$$R_{yi} = \sum_{j=1}^{N} r_{ij} \cos(\theta_j) \tag{223}$$

$$R_i = \sum r_{ij} \tag{224}$$

O PCD_i é calculado por:

$$PCD_i = \frac{\sqrt{R_{xi}^{\ 2} + R_{yi}^{\ 2}}}{Ri} \tag{225}$$

Em que:
Ri = a precipitação anual;
Rxi e Ryi = componentes "x" e "y" desse vetor;
r_{ij} = refere-se à precipitação do ano i e mês j;
i e j = indicação do ano e o mês, respectivamente;
θ_{ij} = o ângulo desse mês em estudo.

O Grau de Concentração da Precipitação é calculado por:

$$GCP = \sqrt{\frac{R_{xi}^{\ 2} + R_{yi}^{\ 2}}{R_i}} \tag{226}$$

O PCP_i é calculado por

$$PCP_i = D_i \left(\frac{N}{360^\circ}\right) \tag{227}$$

Em que: Di é o azimute de PCD, calculado por:

$$D_i = \begin{cases} \alpha i & Ryi \geq 0, Rxi \geq 0 \\ \alpha i + 360 & Ryi \geq 0; Rx < 0 \\ \alpha i + 180 & Ryi < 0 \end{cases} \tag{228}$$

Em que:

$$\alpha_i = \arctan\left(\frac{R_{xi}}{R_{yi}}\right) \tag{229}$$

O Período de Concentração da Precipitação (PCD) é um índice que reflete o grau em que a precipitação total é distribuída ao longo dos 12 meses do ano. O PCD pode assumir valores entre 0 e 1, em que valores próximos de 0 representam chuvas mais distribuídas, enquanto valores próximos de 1 indicam que a chuva está concentrada em um período abreviado.

O PCP também é uma quantidade estatística dada em graus (0 a 360°) que mede o mês em que o total precipitado foi concentrado no ano.

O princípio de cálculo do PCD e PCP é baseado em uma análise vetorial. De acordo com Li *et al.* (2011), a precipitação mensal é considerada um vetor cujas direção e magnitude por um ano podem ser vistas como uma circunferência de 360°. Cada ano tem 12 meses, portanto, cada mês assume um valor de 30°, como pode ser visto na Tabela 48. A partir de janeiro com 0º até dezembro com 330°, sendo a cobertura de cada mês (±) 15°.

Tabela 48. Relação entre o mês e o PCP

Mês	Faixa do ângulo (°)	Ângulo central (°)
Janeiro	345 -15	0
Fevereiro	15 - 45	30
Março	45 – 75	60
Abril	75 - 105	90
Maio	105 - 135	120
Junho	135 - 165	150
Julho	165 - 195	180
Agosto	195 - 220	210
Setembro	220 - 255	240
Outubro	255 – 285	270
Novembro	285 -315	300
Dezembro	315 - 345	330

Fonte: Li et al. (2011)

O PCD pode corretamente refletir a concentração durante um determinado período do ano. Por exemplo: se a precipitação anual ocorre somente em um mês do ano, então a razão da componente sintética com respeito à precipitação anual seria 1,0, isto é, o PCD obteria o valor máximo. Caso contrário, se cada precipitação mensal for a mesma em um ano, as duas somas dos componentes aditivos separados em direções horizontais e verticais devem ser adicionadas até zero e o PCD atinge o mínimo. Para a classificação do tipo de concentração da chuva pode-se utilizar a Tabela 49.

Tabela 49. Classes de concentração da chuva baseada no PCD

Classe	Tipo	PCD
1	Centralização elevada	PCD > 0,800
2	Centralização moderada	0,721 < PCD ≤0,800
3	Centralização moderada	0,647 < PCD ≤ 0,721
4	Normal	0,476≤ PCD < 0,647
5	Dispersão leve	0,384≤ PCD < 0,476
6	Dispersão moderada	0,270≤PCD < 0,384
7	Alta dispersão	PCD < 0,270

Fonte: Li *et al*. (2011)

O chamado PCP, por outro lado, é o ângulo de direção do componente sintético total, de fato, ele apenas aponta o efeito total do vetor sintetizado. Além disso, o PCP indica o mês em que a chuva máxima aparece durante um ano. Geralmente o PCP é consistente com o período real da precipitação mensal máxima em um ano.

Simões, Silva e Araújo (2018) utilizaram o Grau de Concentração da Precipitação (GCP) e o Período de Concentração da Precipitação (PCP) para estabelecer zoneamento da precipitação homogênea com 180 estações pluviométricas da Bahia. Araújo, Maia e Neves (2015) utilizaram os índices PCD e PCP para determinar áreas homogêneas de precipitações no estado do Rio Grande do Norte. Liu, Yan e Cen (2016) calcularam o PCD para período de pêntadas. O PCP refere-se ao mês em que o total de precipitação dentro de um ano se concentra e o PCD reflete o grau em que a precipitação total anual está concentrada num período de 12 meses (Xie *et al.*, 2005).

Da mesma forma que o IPC, podem-se calcular os valores médios de PCP e PCD para a série de dados ou calcular com as médias mensais. Na Tabela 50 constam os cálculos dos valores de PCP e PCD para Capinzal, SC.

Tabela 50. Cálculo do PCP e PCD para dados de chuva de Capinzal, SC

Ano	Rx	Ry	α	Di	PCP	PCD	Mês
1991	-97,07	-0,83	89,51	269,51	273,25	0,066	10
1992	171,67	-189,72	-42,14	137,86	140,16	0,115	5
1993	-145,55	123,26	-49,74	310,26	314,57	0,117	11
1994	65,11	117,29	29,04	29,04	29,44	0,069	1
1995	-177,56	-10,97	86,47	266,47	270,17	0,123	9
1996	-350,31	369,41	-43,48	316,52	321,80	0,267	11
1997	-639,00	153,83	-76,46	283,54	287,47	0,271	10
1998	283,13	107,42	69,22	69,22	70,18	0,142	3
1999	45,18	-3,27	-85,86	94,14	95,45	0,031	4
2000	-316,07	14,88	-87,31	272,70	277,24	0,195	10
2001	-1,88	74,29	-1,45	358,55	363,53	0,044	12
2002	-353,82	-96,62	74,73	254,73	258,26	0,198	9
2003	-153,35	551,93	-15,53	344,47	349,26	0,361	12
2004	-158,84	-43,32	74,74	254,74	258,99	0,115	9
2005	20,91	-301,63	-3,97	176,03	178,48	0,163	6
2006	-252,67	351,42	-35,72	324,28	328,79	0,312	11
2007	106,27	237,22	24,13	24,13	24,47	0,136	1
2008	-264,66	-0,66	89,86	269,86	274,36	0,167	10
2009	-852,55	-198,75	76,88	256,88	260,44	0,393	9
2010	145,77	439,04	18,37	18,37	18,62	0,221	1
2011	-109,56	-236,00	24,90	204,90	207,75	0,118	7
2012	-36,03	124,36	-16,16	343,84	349,58	0,095	12
2013	-125,65	-37,31	73,46	253,46	256,98	0,076	9
2014	216,98	21,28	84,40	84,40	85,57	0,095	3
2015	-631,22	-67,15	83,93	263,93	267,59	0,251	9
2016	70,07	138,60	26,82	26,82	27,27	0,101	1
2017	239,84	98,76	67,62	67,62	68,56	0,147	3
2018	-460,68	352,01	-52,62	307,38	311,65	0,302	11
2019	162,55	319,20	26,99	26,99	27,36	0,228	1
2020	36,11	-12,51	-70,89	109,11	110,93	0,026	4
Média	-118,76	79,85	14,66	200,66	203,61	0,16	
			Com as médias mensais				
	-118,71	79,93	-56,05	303,95	309,02	0,079	

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Figura 26 constam as representações do clima e valores de PCD para diferentes tipos climáticos do Brasil.

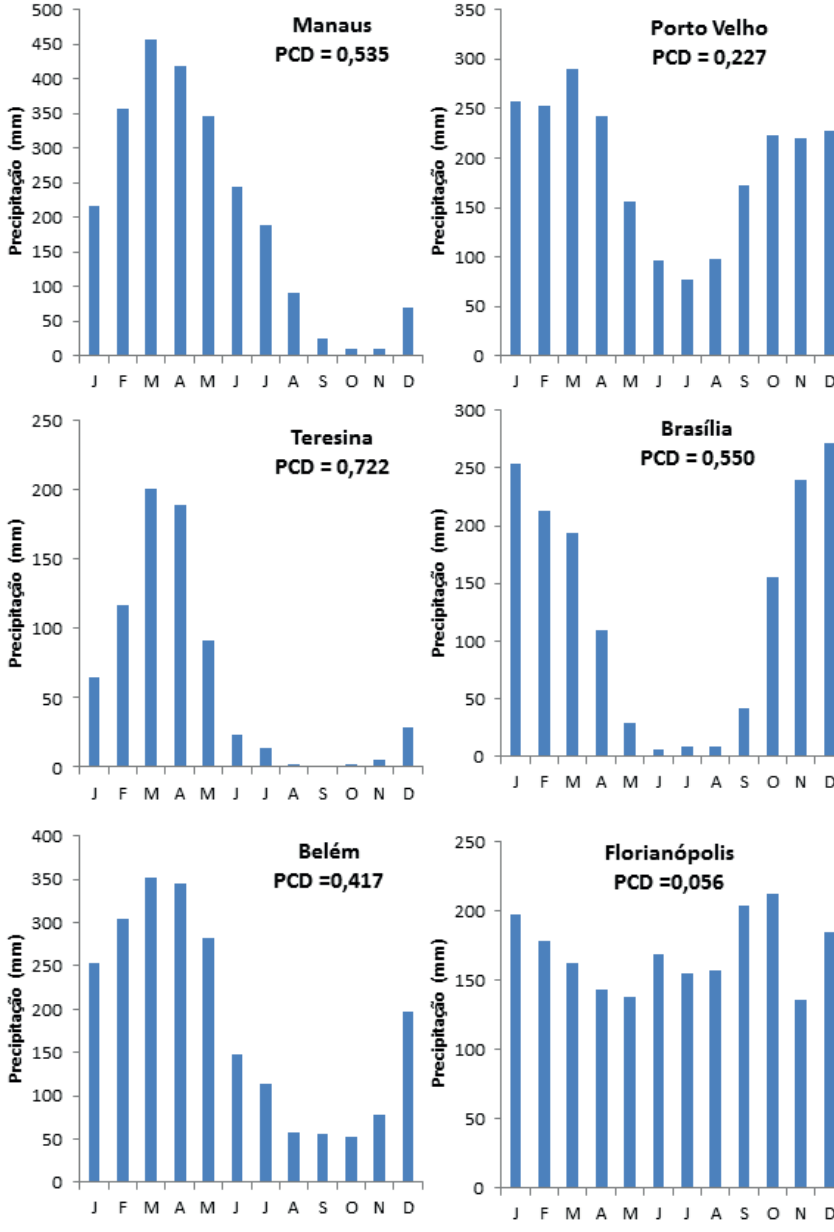


Figura 26. PCD para diferentes climas do Brasil
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

14 Índices para avaliar a sazonalidade da precipitação

14.1 Índice de Sazonalidade da Precipitação (ISP)

O Índice de Sazonalidade da Precipitação (ISP) foi idealizado por Walsh e Lawler (1981) para avaliar a sazonalidade da precipitação. O ISP reflete o grau de concentração anual da precipitação, isto é, indica a tendência de que um lugar tenha mais precipitação em certo mês ou estação, em comparação com outros. Dessa forma, o ISP permite a quantificação da variabilidade anual da precipitação, em face de variações sazonais, não permitindo, todavia, enxergar variações mensais, o que pode requerer outros tipos de análises (Sumner; Homar; Ramis, 2001). O ISP, portanto, pode ser bastante útil quando do estudo comparativo das variabilidades intersazonais da precipitação em distintas regiões.

A equação que define o ISP é a que segue:

$$\mathrm{ISP} = \frac{1}{\mathrm{Pa}} \sum_{i=1}^{12} \left| \mathrm{P}_i - \frac{P_a}{12} \right| \qquad (230)$$

Onde:

Pa = precipitação total anual para o ano em particular estudado;

P_i = precipitação mensal do mês i.

Summer Homar e Ramis (2001) destacam que a facilidade de cálculo torna o ISP uma ferramenta ideal para o estudo da variação espacial e temporal da sazonalidade, desde que também sejam consideradas informações complementares sobre a quantidade de precipitação.

Esse índice varia de zero (no qual todos os meses possuem a mesma precipitação), até 1,83 (se total em um único mês). No intuito de quantificar os valores encontrados, foram aplicados graus de sazonalidade como sugeridos na Tabela 51.

Tabela 51. Regimes sazonais da precipitação indicados pelo ISP

ISP	Regime de precipitação
< 0,19	Precipitação bem distribuída ao longo de todo o ano;
0,20 – 0,39	Precipitação bem distribuída ao longo de todo ano, mas com uma estação úmida bem definida;
0,40 – 0,59	Precipitação sazonal, com uma curta estação seca;
0,60 – 0,79	Precipitação totalmente sazonal;
0,80 – 0,99	Precipitação sazonal, com uma longa estação seca;
1,00 – 1,19	Maior parte da precipitação corre em 3 meses ou menos;
>1,20	Absoluta sazonalidade, com quase toda a precipitação ocorrendo em 1 a 2 meses.

Fonte: Walsh e Lawler (1981)

Na Figura 27 constam os valores de ISP para Capinzal, SC, onde se constata que os valores variam de 0,235 a 0,575, ficando nas classes de precipitação bem distribuídas (33%) e precipitação bem distribuída, mas com estação úmida bem definida (66,7%). Na Figura 28 têm-se os valores de ISP para cidades com diferentes tipos climáticos.

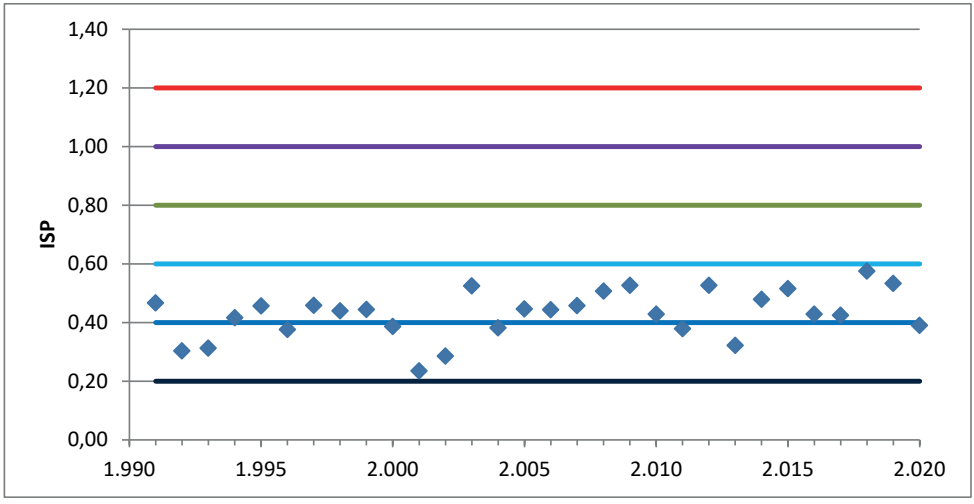


Figura 27. Valores anuais de ISP para Capinzal, SC (diamantes) e limites de classes (linhas horizontais)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Médias de longo prazo do ISP, obtidas de dados de precipitação médios mensais, podem ser calculadas para períodos mais extensos, como 30 anos. Contudo, esse índice resultante terá menor magnitude, uma vez que o processo de obtenção das médias tende a suavizar a variabilidade anual nos valores das precipitações mensais.

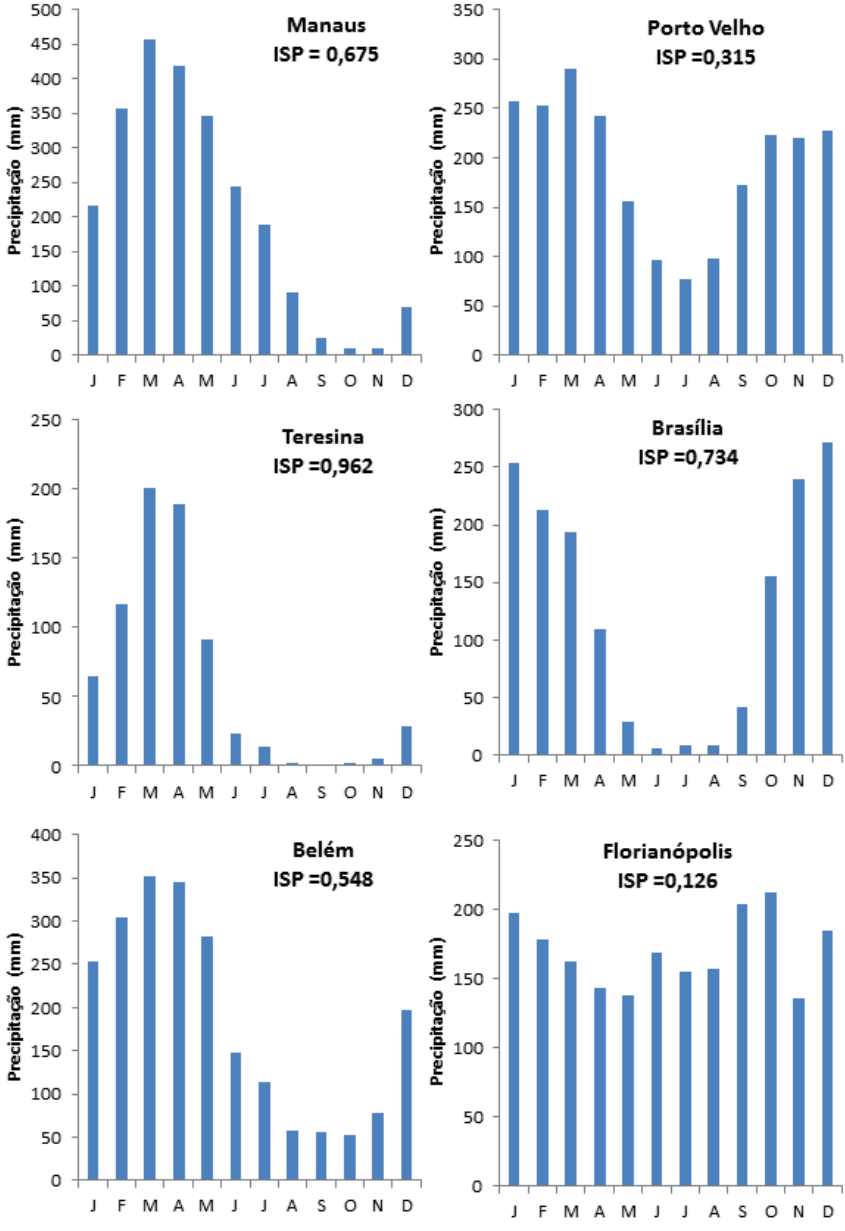


Figura 28. Valores de ISP para diferentes tipos climáticos do Brasil
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

14.2 Índice de irregularidade temporal (Sl)

A irregularidade da precipitação pode ser obtida através do índice de irregularidade da precipitação (S_l) proposto por Martin-Vide (2003), calculado por:

$$S_l = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \left| \ln \left(\frac{P_{i+1}}{P_i} \right) \right| \quad (231)$$

Em que: Pi é a precipitação anual ou mensal.

Quantidades muito similares de precipitação consecutiva dão índice S_l próximo a zero. Por outro extremo, valores consecutivos muito diferentes correspondem a altos valores de S_l ($S_l \geq 0,35$). Na Tabela 52 consta uma proposta de classificação do índice de irregularidade da precipitação.

Um pequeno problema com esses índices é que valores nulos de precipitação não podem ser usados para o cálculo da S_l. Nesses casos podem-se assumir valores de precipitação de 1mm ou menos (0,5mm; 0,1mm).

Tabela 52. Classificação da irregularidade da precipitação em função do Índice de irregularidades

Classe	Sl
Muito baixa	< 0,20
Baixa	0,20-0,24
Moderada	0,25- 0,29
Moderadamente alta	0,30 – 0,34
Alta	0,35-0,39
Muito alta	> 0,40

Fonte: Siqueira e Nery (2021)

Na Figura 29 está representada a séria anual do índice S_I de Capinzal, SC e na Tabela 53 constam os valores médios do índice calculado para as séries mensais a anual.

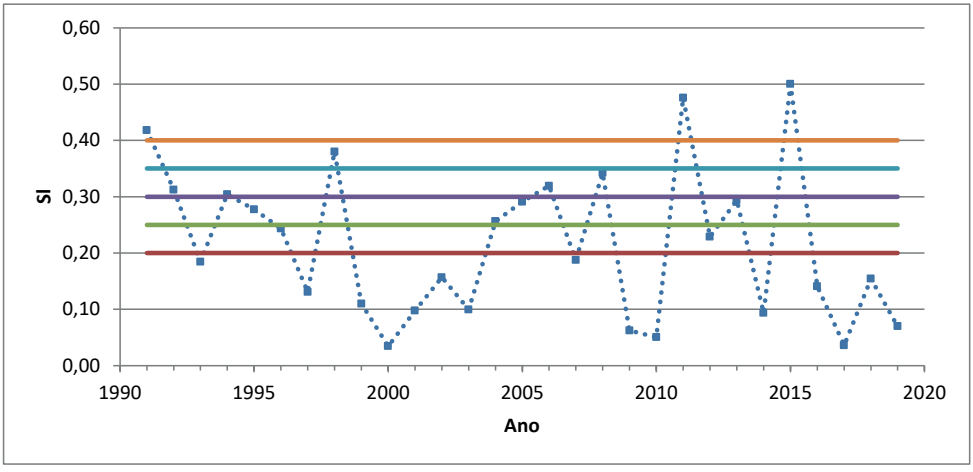


Figura 29. Índice de irregularidade da precipitação mensal de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 53. Valores médios de índice de irregularidade da precipitação mensal e anual de Capinzal, SC

Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Ano.
SI	0,561	0,603	0,574	0,734	0,922	0,748	0,837	1,020	0,830	0,619	0,732	0,671	0,216

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15 Índices para caracterizar a seca meteorológica

A estiagem ou seca é um fenômeno climático e hidrológico que impacta várias atividades como agricultura, abastecimento e geração de energia. Existem diversas definições de seca. Segundo WMO (1986), a seca é entendida como um período de tempo suficientemente longo, com ausência ou deficiência de precipitações, que gera um desequilíbrio hidrológico elevado. Hayes *et al.* (2011) definem a seca como sendo o déficit de precipitação em relação às médias históricas de uma determinada região

Redmond (2002) afirma que a seca não possui um conceito universal, de modo que sua definição é dependente da temática abordada. Dadas as diversas definições de seca, Heim (2002) sugere caracterizá-la com base nos seus efeitos, podendo ser classificada em quatro diferentes categorias: meteorológica, agrícola, hidrológica e socioeconômica.

A seca meteorológica, conhecida também por climatológica, é caracterizada pelo déficit da precipitação em relação à média (Wilhite, 2003). A seca agrícola ocorre quando existe um déficit de umidade no solo, não sendo possível satisfazer as necessidades hídricas de uma dada cultura, independentemente da fase de crescimento (Campos *et al.*, 2002). A seca hidrológica ocorre quando os níveis de água nos corpos hídricos se reduzem, comprometendo a disponibilidade hídrica de uma dada região e está diretamente relacionada à redução da precipitação. Por fim, a seca socioeconômica ocorre quando a escassez de água começa a afetar a sociedade em geral (Santos; Portela, 2010). Independente da classificação da seca, todas estas estão relacionadas com a deficiência na precipitação.

A seca meteorológica é um evento natural que ocorre em muitas regiões. As mudanças climáticas podem afetar a magnitude e a frequência destes eventos. Dessa forma, é importante avaliar a ocorrência e a frequência das secas para auxiliar no planejamento ambiental e agrícola da região.

Vários índices foram desenvolvidos para avaliar, quantificar e monitorar a seca, tanto em escala temporal como espacial. Fernandes *et al.* (2010) destacam que é importante a adoção de diferentes índices de seca que apresentem distintas metodologias de cálculo. Dessa forma é possível fazer uma avaliação de desempenho e identificação do índice que apresenta melhor resultado para determinada área de estudo (Fernandes *et al.*, 2010).

Dentre os diversos índices de seca existentes, destacam-se: o Índice de Porcentagem Normal (IPN); o Método dos Decis – (MD) (Gibbs; Maher, 1967); o Índice de Anomalia de Chuva (IAC) (*Rainfall Anomaly Index – RAI*) (Rooy, 1965); o Índice de Precipitação Padronizada (IPP) (*Standardized Precipitation – Index* RAI) (Mckee; Doesken; Kleist,1993).

15.1 Índice de Precipitação Padronizada (IPP)

O Índice de Precipitação Padronizada (IPP) ou S*tandardized Precipitation Index*" (SPI) foi desenvolvido por Mckee, Doesken e Kleist (1993) com o intuito de melhorar a caracterização e monitoramento dos períodos anormalmente secos e úmidos no estado do Colorado, EUA. Como as condições de umidade do solo estão correlacionadas a anomalias de precipitação em uma escala de tempo relativamente curta e o armazenamento de água subterrânea, bem como os fluxos de rios e reservatórios refletem anomalias de precipitação de longo prazo, McKee, Doesken e Kleist (1993) calcularam o índice em escalas de tempo de 3, 6, 12, 24 e 48 meses (Fernandes *et al.*, 2009).

A escala do IPP deverá ser escolhida de modo a melhor representar o atraso entre a anomalia da precipitação e os seus efeitos, por exemplo, nos diferentes setores econômicos (agricultura, indústria, produção hidroelétrica, etc.).

Conceitualmente, o IPP representa o comportamento da precipitação em função de valores de desvios padrão. Para uma determinada série de tempo, esses valores se afastam da média, criando assim a ideia de precipitação padronizada do índice. Como as séries históricas de precipitação não seguem uma distribuição normal, e sim uma distribuição assimétrica (não distribuída uniformemente em torno do valor médio), para se calcular este índice é necessário um tratamento inicial das séries de dados, de tal forma que os valores tenham a distribuição normal desejada. O tratamento inicial consiste em ajustar a série de dados de precipitação em uma função de distribuição de probabilidade, que posteriormente é transformada em uma distribuição normal.

O IPP depende da função de distribuição escolhida para se ajustar à série das precipitações acumuladas, usando na sua formulação original a função Gama a dois parâmetros, a partir da qual se calculam as probabilidades de não excedência correspondentes aos valores da precipitação acumulada, que são então transformados em valores da variável normal reduzida a que corresponde o IPP.

Para o cálculo do IPP deve-se utilizar uma base de dados de precipitação com pelo menos 30 anos, sendo ajustado por meio da distribuição gama, posteriormente transformada em uma distribuição normal, a qual, por definição, apresenta sua média com valor zero e variância unitária (Fernandes *et al*., 2009). A distribuição gama incompleta é definida pela equação:

$$g(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} \quad x>0 \qquad (232)$$

Sendo:

$\alpha > 0$ = parâmetro de forma (adimensional);

$\beta > 0$ = parâmetro de escala (mm);
$x > 0$ = total de precipitação (mm);
$\Gamma(x)$ = função gama.

Se a precipitação pluviométrica de uma determinada série ajustar-se à distribuição normal, o IPP será a variável reduzida Z_i de tal distribuição, conforme a equação:

$$IPP = Z_i = \left(\frac{P_i - \bar{P}}{\sigma_i}\right) \quad (233)$$

$$IPP = Z_i * \left(\frac{P_i - \bar{P}}{\sigma_i}\right) \quad (234)$$

P_i = precipitação acumulada no período $\bar{P}$;
$\bar{P}$ = precipitação média do período em questão;
σ_i = desvio padrão da série histórica de precipitação na escala em estudo.

Por conta de se ajustarem à distribuição normal, pode ser esperado que, em uma longa série histórica, 68% dos valores do IPP estejam entre 1,0 e -1,0, 95% dos valores estejam entre 2,0 e -2,0 e 99% dos valores estejam entre 3,0 e -3,0 (Hayes *et al.*,1999).

Os valores do Índice de Precipitação Padronizada (IPP) e categorias de seca ou de umidade são classificados de acordo com a Tabela 54 ou a Tabela 55.

Tabela 54. Valores do Índice de Precipitação Padronizada (IPP) e categorias de seca ou de umidade

IPP	Categoria	Probabilidade (%)
≥ 2,00	Extremamente úmido	2,3
1,50 a 1,99	Muito úmido	4,4
1,00 a 1,49	Moderadamente úmido	9,2
0,01 a 0,99	Ligeiramente úmido	34,1
-0,99 a0,0	Ligeiramente seco	34,1
-1,00 a -1,49	Moderadamente seco	34,1
-1,50 a -1,99	Muito seco	9,2
≤ -2,00	Extremamente seco	4,42

Fonte: Mckee, Doesken e Kleist (1993)

Tabela 55. Classificação do Índice de Precipitação Padronizada

Classificação	Padrão pluviométrico (SIGLAS)	**Desvio (+) ou (-)**
Anos chuvosos	Extremamente chuvoso (C)	≥ 2,000
	Tendente a chuvoso (TC)	+1,00 a 1,99
Anos normais	Normal levemente tendente a chuvoso (NTC)	+0,50 a 0,99
	Normal (N)	-0,49 a +0,49
	Normal levemente tendente a seco (NTS)	-0,99 a -0,50
Anos secos	Tendente a seco (TC)	-1,99 a -1,00
	Extremamente seco (S)	≤ -2,00

Fonte: Adaptado de Fernandes et al. (2009)

O Inpe (2014) usa os critérios da Tabela 56 para classificar o padrão do clima.

Tabela 56. Classificação do clima segundo IPP adotado pelo Inpe

IPP	Classificação
≥ 2,0	Excepcionalmente úmido
1,60 ≤ IPP < 2,00	Severamente úmido
1,30 ≤ IPP < 1,60	Muito úmido
0,80 ≤ IPP < 1,30	Moderadamente úmido
-0,80 < IPP < 0,80	Próximo do normal
- 1,30< IPP≤ -0,80	Moderadamente seco
- 1,60< IPP≤ -1,30	Muito seco
- 2,0< IPP≤ -1,60	Severamente seco
IPP ≤ - 2,0	Excepcionalmente seco

Na Figura 30 consta a representação da série de IPP calculada para dados mensais de Capinzal. Na Tabela 57 constam as frequências de IPP nas diferentes classes.

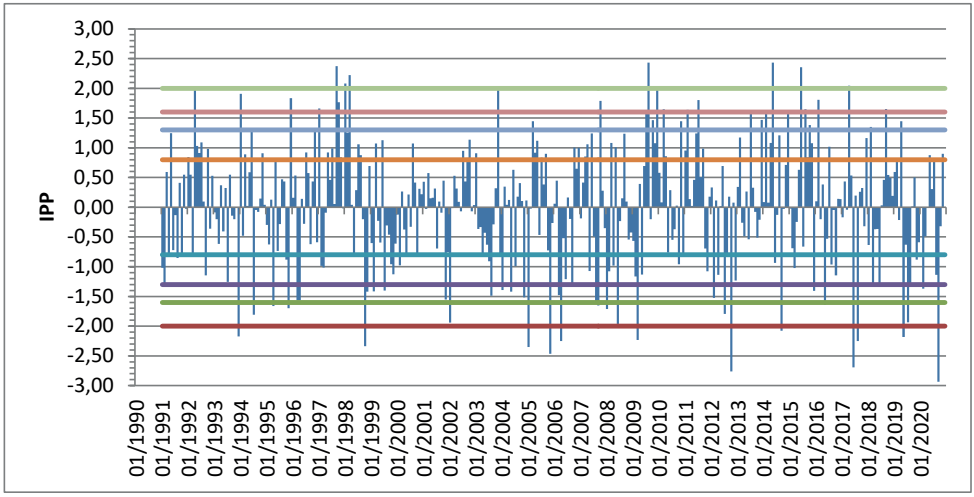


Figura 30. IPP mensal de Capinzal, SC

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 57. Frequência de IPP mensal de Capinzal nas diferentes classes

Intervalo IPP	Frequência absoluta	%
≥2,0	10	2,78
1,5 -2,0	15	4,17
1,0 – 1,5	34	9,44
-1,0 – 1,0	243	67,5
-1,5 –1,0	30	8,33
-2,0—1,5	16	4,44
≤-2,0	12	3,33
Total	360	100,00

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15.2 China-Z Index (CZI)

O índice Z da China (CZI) é baseado na transformação da raiz cúbica de Wilson-Hilferty (Kendall; Suart, 1977). Assumindo que a precipitação segue a distribuição Pearson Tipo III, o índice é calculado como:

$$CZI_j = \frac{6}{C_s}\left(\frac{C_s}{2}\emptyset_j + 1\right)^{1/3} - \frac{6}{C_s} + \frac{6}{C_s} \quad (235)$$

$$C_s = \frac{\sum_{j=1}^{n}(x_j - \bar{x})^3}{n\sigma^3} \quad (236)$$

$$\emptyset_j = \frac{x_j - \bar{x}}{\sigma} \quad (237)$$

Onde:
CZI = Índice Z da China;
j = o mês corrente;
C_s = coeficiente de assimetria;
n = total de número de meses nos registro;
φ_j = a variável padrão;
xj = a precipitação do mês j;
$\bar{x}$ = a precipitação média;
σ = o desvio padrão.

15.3 Indice China Z Modificado (MCZI)

Com intuito de minimizar as diferenças entre o IPP e o CZI, Wu *et al.* (2001) propuseram uma mudança no índice CZi, substituindo a precipitação média pela mediana. O índice ficou denominado *Modified China Z Index* (MCZI).

Na Tabela 58 constam as classes de CZi e MCZI com os respectivos valores limites dos índices. Na Tabela 59 constam os resultados dos cálculos dos índices CZi e MCzi para dados de precipitação mensal do ano de 1991 de Capinzal.

Tabela 58. Classificação de acordo com os índices CZi e MCZi

Categoria de CZi, MCZI	Categoria	Valor de CZI ou MCZI
7	Extremamente seco	≤ -2,00
6	Severamente seco	-1,5 a -1,99
5	Moderadamente seco	-1,00 a -1,49
4	Próximo do normal	-0,99 a 0,99
3	Moderadamente úmido	1,00 a 1,49
2	Muito úmido	1,5 a1,99
1	Extremamente úmido	≥ 2,00

Tabela 59. Cálculo dos índices CZi e MCZI para precipitação do ano de 1991 de Capinzal, SC

Mês	Prec. (mm)	Média	Mediana	Cs	Czi	Classe	MCZi	Classe
1	115,1	175,4	166,1	0,815	-0,813	4	-0,649	4
2	82,6	162,6	150,9	0,847	-1,001	5	-0,806	4
3	59,2	128,7	118,2	0,560	-1,203	5	-0,985	4
4	151,9	121,2	111,8	0,943	0,566	4	0,682	4
5	58,1	138,4	116,8	1,135	-0,811	4	-0,497	4
6	244,1	139,5	133,1	1,102	1,248	3	1,302	3
7	75,6	143,9	147,8	1,046	-0,726	4	-0,788	4
8	84,9	108,9	85,1	0,549	-0,252	4	0,089	4
9	78,5	175,6	164,7	1,374	-0,871	4	-0,708	4
10	235,2	208,9	191,9	0,826	0,393	4	0,548	4
11	79,7	141,2	135,0	0,524	-0,781	4	-0,687	4
12	198,5	166,2	162,4	0,305	0,458	4	0,504	4

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15.4 Índice Z escore Standart

A estatística Z escore ou *Standart Distribution In*dex indica quando o desvio padrão da precipitação está abaixo ou acima da média. Tem como vantagem o fato de o cálculo não requerer ajuste à função gama ou Pearson tipo III. Por outro lado, em geral o Z-escore não representa bem para curtos períodos secos como o IPP. O Z escore pode ser facilmente calculado pela equação:

$$Z = \frac{x_i - \bar{x}}{s} \quad (238)$$

Onde:

xi = preceituação no mês i;

$\bar{x}$ = precipitação média do período;

S = desvio padrão para o mesmo período.

A classificação da intensidade da seca pode ser feita de acordo com a Tabela 60.

Tabela 60. Classificação da intensidade da seca de acordo com o Z-escore

Z- escore	Intensidade da seca
> 2,0	Umidade extrema
1,6 a 2,0	Umidade severa
1,1 a 1,5	Medianamente úmido
0,0 a 1,0	Levemente úmido
0 a -1,0-	Levemente seco
-1,1 a -1,50	Medianamente seco
-1,6 a -2,0	Seca severa
< -2,0	Seca extrema

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15.5 Índice de variabilidade da precipitação (RVI)

É a razão entre as anomalias sobre o desvio padrão de longo período de dados pluviométricos. De acordo com Gocic e Trajkovic (2013), a equação 239 é usada para determinar RVI:

$$\delta_i = \frac{P_i - \mu}{\sigma} \quad (239)$$

Em que:

δ = índice de variabilidade da precipitação;

Pi = precipitação anual para o i-ésimo ano;

μ = média da precipitação;

σ = desvio padrão da precipitação.

A Organização Meteorológica Mundial (WMO, 1975) classifica as chuvas de acordo com suas zonas climáticas (Tabela 61).

Tabela 61. Classificação da zona climática de acordo com a precipitação

Precipitação	Classes
$P < \mu-2\sigma$	Extremamente seco
$\mu-2\sigma < P < \mu-\sigma$	Seco
$\mu-\sigma < P < \mu+\sigma$	Normal
$P> \mu+\sigma$	Úmido

Fonte: WMO (1975)

15.6 Índice Padronizado de Precipitação Modificado (SPIM)

Em virtude do modelo de distribuição de chuva ser assimétrico, o Índice Padronizado de Precipitação (SPI) proposto por Mckee, Doesken e Kleist (1993) foi modificado por Almeida e Silva (2008), substituindo a média pela mediana, de acordo com a seguinte expressão:

$$SPIM = \frac{P - Med}{Dp} \quad (240)$$

Sendo:

P = precipitação mensal ou anual (mm);

Med = mediana mensal ou anual da chuva, em mm;

Dp = desvio padrão da média da chuva, em mm.

A classificação da seca de acordo com o SPIM pode ser visualizada na Tabela 62. Na Tabela 63 constam os valores de Zindex e SPIM calculados para os dados de precipitação de Capinzal, SC.

Tabela 62. Classificação da seca de acordo com os valores de SPIM

SPIM	Classificação
SPIM ≥ 2,00	Extremamente úmido
1,50 < SPIM < 1,99	Muito úmido
1,00 < SPIM < 1,49	Moderadamente úmido
-0,99 < SPIM < 0,99	Próximo ao normal
-1,49 < SPIM < 1,00	Moderadamente seco
-1,99 < SPIM < 1,50	Muito seco
SPIM≤ -2,00	Extremamente seco

Fonte: Almeida e Silva (2008)

Tabela 63. Cálculos dos índices de seca Zindex e SPIM para Capinzal, SC

Período	Prec. (mm)	Média	Desvio	Mediana	Z index	SPIM
1	115,1	175,4	72,5	166,1	-0,832	-0,704
2	82,6	162,6	82,6	150,9	-0,968	-0,827
3	59,2	128,7	60,6	118,2	-1,146	-0,973
4	151,9	121,2	70,3	111,8	0,436	0,569
5	58,1	138,4	97,6	116,8	-0,823	-0,601
6	244,1	139,5	81,3	133,1	1,285	1,364
7	75,6	143,9	89,2	147,8	-0,766	-0,810
8	84,9	108,9	72,1	85,1	-0,333	-0,003
9	78,5	175,6	114,8	164,7	-0,846	-0,750
10	235,2	208,9	99,6	191,9	0,264	0,434
11	79,7	141,2	76,5	135,0	-0,804	-0,723
12	198,5	166,2	77,7	162,4	0,415	0,464

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15.7 Índice de seca baseado no Decil

O índice decil (*Decile Index*) (DI) é amplamente utilizado na Austrália para monitorar a seca (Coughlan, 1987). Os dados mensais de precipitação de longo prazo são classificados em ordem decrescente para fazer a distribuição de frequência cumulativa (Gibbs; Maher, 1967). A quantidade de precipitação do primeiro decil não deve exceder os 10% mais baixos do total. O segundo decil é a quantidade entre 10 e 20% do total e assim por diante. Com base no decil pode-se classificar a condição de seca conforme a Tabela 64.

Tabela 64. Classificação da condição de seca baseada no Decil

Decil	Percentual	Classificação
Decil 1-2	0 - 20	Muito abaixo do normal
Decil 3-4	20 - 40	Abaixo do normal
Decil 5-6	40 - 60	Próximo do normal
Decil 7-8	60 - 80	Acima do normal
Decil 9-10	80 -1 00	Muito acima do normal

Fonte: Fernandes et al. (2009).

Para o cálculo devem-se primeiro definir os limites para cada decil e, numa segunda etapa, avaliar o valor de precipitação e determinar o respectivo decil. Na Tabela 65 constam os valores limites das chuvas mensais para cada decil. Na Tabela 66 consta a classificação dos decis para o ano de 1991. Para janeiro a precipitação mensal de 115,1mm está entre os limites de D_1 e D_2, então pode-se aplicar uma interpolação determinando o decil de 1,95.

Tabela 65. Valores limites de precipitação mensal para os vários decis

Decil	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
Menor	56,1	31,7	51,4	19,1	11,4	22,8	11,1	16,5	19,1	29,5	16,1	35,4
D1	95,6	53,0	56,8	38,3	26,8	46,4	47,8	20,3	45,0	77,4	62,8	66,1
D2	116,1	104,9	68,0	56,1	57,3	71,5	75,0	43,3	72,9	142,7	75,3	85,4
D3	127,7	129,1	84,5	81,5	85,2	85,7	82,7	58,1	117,6	174,7	82,8	120,8
D4	144,3	140,4	102,8	94,8	107,1	96,8	96,6	74,5	150,8	185,1	109	143,2
D5	166,1	150,9	118,2	111,8	116,8	133,1	147,8	85,1	164,7	191,9	135,0	162,4
D6	174,6	159,7	143,1	116,9	128,5	155,7	153,4	106,0	192,8	215,7	152,4	187,8
D7	180,7	182,9	151,1	149,2	151,4	177,0	180,1	165,5	206,1	235,4	166,1	211,7
D8	240,6	220,3	194,8	176,8	214,3	207,1	212,1	177,2	219,5	284,6	213,9	231,9
D9	300,1	311,4	234,8	229,1	290,9	228,6	258,3	233,4	314,8	332,6	263,5	267,0
Maior	350,0	376,7	256,9	327,0	395,7	411,3	431,8	267,7	570,2	515,0	303,5	358,3

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 66. Determinação dos Decis da precipitação mensal de Capinzal

Ano	Mês	Prec. (mm)	Decil	PN
1991	1	115,1	1,95	0,656
1991	2	82,6	1,57	0,508
1991	3	59,2	1,22	0,460
1991	4	151,9	7,10	1,253
1991	5	58,1	2,03	0,420
1991	6	244,1	9,09	1,749
1991	7	75,6	2,07	0,525
1991	8	84,9	4,98	0,779
1991	9	78,5	2,13	0,447
1991	10	235,2	6,99	1,126
1991	11	79,7	2,59	0,565
1991	12	198,5	6,45	1,194

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

15.8 Índice de Moreno

Moreno (1994) criou um índice com o objetivo de analisar estatisticamente a seca na Colômbia, utilizando informações de precipitação total semestral e o valor da precipitação média semestral para o mesmo período. O índice de Moreno é calculado por:

$$IM = \left(\frac{p-\bar{P}}{\bar{P}}\right) \quad (241)$$

Em que:

IM = índice de seca de Moreno (1994) (adimensional);

p = chuva total semestral ou trimestral (mm);

$\bar{P}$ = chuva média semestral ou trimestral no período (mm).

A equação 241 permite o cálculo do IM, tanto na escala trimestral, quanto semestral. Na Tabela 67 consta a classificação da severidade da seca de acordo com os valores obtidos do índice.

Tabela 67. Classificação da severidade da seca de acordo com o Índice de Moreno (IM)

IM (adimensional)	Classe de severidade
IM > -0,2	Normal
-0,4 ≤ IM < -0,2	Seca moderada
-0,6 ≤ IM < -0,4	Seca intensa
IM < -0,6	Seca Severa

Na Tabela 68 constam os exemplos dos cálculos de IM para a precipitação trimestral de 1991 e 1992 de Capinzal, SC

Tabela 68. Cálculo do IM para a precipitação trimestral dos anos de 1991 e 1992 de Capinzal, SC

ano	Trimestre	Média (mm)	Precipitação (mm)	IM
1991	1	466,6	256,9	-0,449
1991	2	403,3	454,1	0,126
1991	3	428,5	239,0	-0,442
1991	4	516,3	513,4	-0,006
1992	1	466,6	543,0	0,164
1992	2	403,3	671,8	0,666
1992	3	428,5	563,5	0,315
1992	4	516,3	444,5	-0,139

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

16 Índices para caracterizar a anomalia de chuva

O termo anomalia tem significado de algo que se desvia do normal, sendo também empregado na climatologia para a ocorrência com desvio acentuado no padrão observado de variabilidade. As anomalias de precipitação podem estar associadas a fenômenos que ocorrem no globo terrestre e provocam alterações nas condições meteorológicas como os fenômenos *El Niño* e *La Niña* .

A avaliação da frequência e da magnitude das anomalias na precipitação é uma ferramenta importante para o monitoramento e planejamento ambiental. Existem vários índices e critérios de classificação para avaliar anomalias, alguns dos quais também são usados como índices de seca. Em geral os índices de anomalia procuram identificar e classificar eventos extremos de chuva.

16.1 Anomalia de Chuva (A)

A definição de um evento extremo é ampla, normalmente está baseada em diferentes índices climáticos aptos a avaliar a frequência, intensidade e duração desses eventos (França, 2015). Segundo Marengo e Valverde (2007), evento extremo é definido como anomalia no clima em escala de tempo que pode variar de curta duração até períodos de vários anos. Chuvas intensas, geadas, secas, temporais e furacões são exemplos de eventos extremos de curta duração.

Do conceito de anomalia como um desvio da média, de acordo com Chu (1983), pode-se definir o índice anomalia (A), calculado por:

$$\boldsymbol{A = X_{i,j} - \overline{X_i}} \tag{242}$$

Em que:
A = anomalia da chuva;
X_{ij} = precipitação do mês i e ano j;
$\overline{X_i}$ = precipitação média do mês i.

16.2 Índice de Anomalia Normalizado (AN)

O índice de Anomalia Normalizado é calculado por:

$$\boldsymbol{AN_{i,j} = \frac{X_{i,j} - \overline{X_i}}{\sigma_i}} \tag{243}$$

Em que:
X_{ij} = total de precipitação do mês i e ano j;
$\overline{X_i}$ = média anual do mês i;
σ_i = desvio padrão do mês i.

16.3 Classificação dos Anos-Padrão (AP)

A metodologia utilizando o conceito de "Anos-padrão" (AP) foi proposta e descrita por Monteiro e Furtado (1995) para representar os diferentes graus de proximidade do ritmo 'habitual' ao lado daqueles afetados por irregularidades na circulação e assim prever acidentes e impactos nas atividades humanas.

A classificação dos extremos de chuva é feita com base no desvio absoluto a partir de uma proporção em relação à precipitação média, calculado por:

$$D = \frac{x_{ij} - \overline{x_i}}{x_i} \quad (244)$$

Em que:

D = desvio absoluto;

x_{ij} = precipitação no mês i e ano j;

$\overline{x_i}$ = precipitação média do mês i.

A classificação de padrão pluviométrico pode ser definida de acordo com a Tabela 69.

Tabela 69. Classificação do padrão pluviométrico

Classificação	**Padrão pluviométrico (Siglas)**	**D – Desvios (+) ou (-)**
Anos Chuvosos	Extremamente chuvoso (C)	> 30 %
	Tendente a chuvoso (TC)	+15 a 30%
Anos normais	Normal levemente tendente a chuvoso (NTC)	+5 a 15%
	Normal (N)	-5 a + 5%
	Normal levemente tendente a seco (NTS)	-5 a -15%
Anos secos	Tendente a seco (TS)	-15 a -30%
	Extremamente Seco	< -30,%

Fonte: Santos, Ruezzene e Souza (2022)

16.4 Índice de Porcentagem Normal (PN)

Este índice é facilmente calculado e pode ser utilizado para diferentes escalas temporais, como semanas, décadas, meses, sazonal e anual variando geralmente entre um mês ou um conjunto de meses até um ano. O PN é dado pela fórmula:

$$PN = \frac{Pa}{Pn} 100 \quad (245)$$

Em que:

PN = índice de Porcentagem Normal (%);

Pa = precipitação atual no período considerado (mm);

Pn = precipitação normal climatológica do período (mm).

A normal climatológica deve ser calculada com longo período de tempo (30 anos), embora muitas vezes é substituída pela média da série observada.

O índice de Porcentagem Normal (PN) tem como vantagem a facilidade de cálculo e simplicidade de interpretação e, dessa forma, serve bem às necessidades dos previsores do tempo e do público em geral. Uma desvantagem potencial de se usar esse índice é quanto à distribuição da precipitação no período considerado, que não obedece a uma distribuição normal.

Fernandes *et al.* (2009) apresentam a Tabela 70 para classificação do índice denominado Pn que é adequada aos valores de Ano Padrão.

Tabela 70. Classificação do Índice de Porcentagem Normal

PN	Classificação
100 a 90	Extremamente úmido
70 a 89,9	Umidade alta
50 a 69,9	Umidade moderada
30 a 49,9	Umidade baixa
10 a 29,9	Umidade inicial
-9,9 a 9,9	Normal
-10 a -29,9	Seca inicial
-30 a -49,9	Seca suave
-50 a -69,9	Seca moderada
-70 a -89,9	Seca severa
-90 a < -100	Seca extrema

Fonte: Fernandes et al. (2009)

Uma variação do índice pode ser encontrada como:

$$IPN = \frac{Pa}{Pn} \quad (246)$$

Na Tabela 71 e Tabela 72 constam diferentes classificações do IPN.

Tabela 71. Classificação do Índice de Porcentagem Normal

IPN	Classificação
>1,50	Úmido alto
1,30 -1,50	Úmido moderado
1,10- 1,30	Úmido baixo
0,90 – 1,10	Normal
0,70-0,90	Seco fraco
0,50 -0,70	Seco moderado
<0,50	Seco severo

Fonte: Gibbs e Maher (1967)

Tabela 72. Classificação do IPN

Intensidade da seca	IPN
Extremamente úmido	IPN >= 1,50
Muito úmido	1,25 ≤ IPN < 1,50
Úmido	1,0 ≤ IPN < 1,25
Seco	0,75 ≤ IPN < 1,00
Muito seco	0,50 ≤ IPN < 0,75
Extremamente seco	IPN < 0,50

Fonte: Cunha, Haas e Assad (1988)

16.5 Índice de Anomalia de Chuva (IAC)

O Índice de Anomalia de Chuva (IAC) (*Rainfall Anomaly Index* – RAI), desenvolvido por Rooy (1965), permite considerar as variações positivas e negativas nas anomalias pluviométricas, auxiliando no monitoramento da precipitação e na realização de comparações do regime pluviométrico a partir da série de dados históricos de chuva.

O IAC visa avaliar a frequência com que ocorrem os anos secos e chuvosos e a intensidade dos mesmos analisando seu grau de severidade e duração, através das equações:

$$IAC = 3\frac{P-\bar{P}}{\bar{M}-\bar{P}} \quad (1) \text{ para anomalias positivas e} \tag{247}$$

$$IAC = -3\frac{P-\bar{P}}{\bar{m}-\bar{P}} \quad (2) \text{ para anomalias negativas.} \tag{248}$$

Em que:

P = precipitação total (mm) do ano em que será gerado o IAC;

$\bar{P}$ = média (anual) da série histórica (mm);

$\bar{M}$ = média das dez maiores precipitações anuais da série histórica (mm),

$\bar{m}$ = média das dez menores precipitações anuais da série histórica (mm).

As anomalias positivas são representadas por valores acima da normal climatológica e as negativas, abaixo da normal climatológica. Seus graus de intensidade podem ser avaliados conforme as Tabelas 73, 74 e 75, a seguir.

Tabela 73. Classificação do Índice de Anomalia de Chuva

IAC	Classificação
> 4	Extremamente chuvoso
2 a 4	Muito chuvoso
0 a 2	Chuvoso
0 a -2	Seco
-2 a -4	Muito seco
< -4	Extremamente seco

Fonte: Freitas (2004)

Tabela 74. Índice de Anomalia de chuva – IAC de classificação Pluviométrica

Classificação	Padrão pluviométrico (Siglas)	Desvios (+) ou (-)
Anos Chuvosos	Extremamente chuvoso (C)	> 4
	Tendente a chuvoso (TC)	2 a 4
Anos normais	Normal levemente tendente a chuvoso (NTC)	0 a 2
	Normal (N)	
	Normal levemente tendente a seco (NTS)	0 a -2
Anos secos	Tendente a seco (TS)	-2 a -4
	Extremamente seco	< -4

Fonte: Santos et al. (2022)

O IAC tem a vantagem de ser facilmente calculado, necessitando apenas dados de precipitação, sendo considerado um bom indicador climático para se avaliar a variabilidade pluviométrica (Maniçoba *et al.*, 2017). Oladipo (1985) comparou Índice de Anomalia de Chuva com outros índices de cálculo mais complicados, como índices de Palmer e Bhalme-Mooley, e observou que as diferenças são insignificantes. De acordo com Repelli *et al.* (1998), o Índice de Anomalia de Chuva (IAC) é mais apropriado para uso em regiões semiáridas e tropicais.

Tabela 75. Classificação do Índice de Anomalia de Precipitação

RAI	Classificação
≥ 4	Extremamente úmido
3,00 a 3,99	Umidade alta
2,00 a 2,99	Umidade moderada
0,5 a 1,99	Umidade baixa
-0,49 a 0,49	Normal
-1,99 a -0,50	Seca suave
-2,00 a -2,99	Seca moderada
-3,00 a -3,99	Seca alta
≤ -4	Extremamente seca

Fonte: Rooy (1965)

16.6 Técnica dos Quantis

A técnica dos quantis, descrita em Xavier, Silva e Rebello (2002) e Silvestre, Sant´Anna Neto e Flores (2013), é utilizada para avaliar a variabilidade climática (Sant´Anna Neto, 1995). Consiste em avaliar a ocorrência dos valores de precipitação inferiores a determinados percentis. Dessa forma, a classificação dos anos secos ou chuvosos pode ser realizada de acordo com os percentis indicados na Tabela 76. Classificação dos quantis de precipitação. Alguns autores não utilizam as classes Extremamente seco e Extremamente chuvoso.

Tabela 76. Classificação dos quantis de precipitação

Classe	Quantis (%)
Extremamente seco	< 5
Muito seco	5-15
Seco	15-35
Normal	35-65
Chuvoso	68-85
Muito chuvoso	85-95
Extremamente chuvoso	>95

Fonte: Sena, Morais Neto e Lucena (2019)

16.7 Técnica dos Decis (D)

Desenvolvido por Gibbs e Maher (1967), o método agrupa as ocorrências mensais de precipitação em decis (décimos da distribuição dos dados), ou seja, divide a série de precipitação em dez partes iguais por ordem crescente, da precipitação mais baixa à mais elevada. O 1° decil corresponde aos valores da precipitação que não excedam os 10% dos valores mais baixos. O 2° decil corresponde aos valores da precipitação que não excedam os 20% dos valores mais baixos.

Os Decis representam a probabilidade de ocorrência de um determinado evento e permitem classificar qualitativamente o evento (Tabela 77).

Tabela 77. Classificação dos eventos de acordo com os decis

Decis	Classificação
1 - 2	Extremamente úmido
3 - 4	Muito úmido
5 - 6	Moderadamente úmido
7 - 8	Muito seco
9 -10	Extremamente seco

Fonte: Fernandes et al. (2009)

O primeiro decil representa o total precipitado dos 10% menores. A segunda classe corresponde à precipitação correspondente ao intervalo 10-20%, e assim por diante. À décima classe pertencem os 10% maiores valores de precipitação. Essa classificação é a chave do sistema de alerta de seca australiano. Uma seca é, por exemplo, denominada extrema quando o total precipitado da quinta classe não é ultrapassado durante um período de três ou mais meses.

Podem-se adotar, ao invés do decil, os quantis 0,15 e 0,33 para a classificação em anos muito secos e secos, respectivamente, e os quantis 0,67 e 0,85 para a classificação em anos úmidos e muito úmidos. Caso a precipitação anual encontre-se entre os quantis 0,33 e 0,67, diz-se que o ano é normal. Um exemplo de aplicação desses quantis para três categorias (seco, normal e úmido) pode ser visto em Freitas (1996, 1997).

Fernandes *et al.* (2009) destacam como pontos positivos dos decis o fato de se removerem algumas fraquezas de aproximação do PN, fornecendo uma medida estatística exata da precipitação. Já como ponto negativo, o fato de exigir no mínimo 30 anos de registro de dados. Adnan, Ullah e Shouting (2016) usaram os decis para classificar seca, conforme a Tabela 78.

Tabela 78. Classificação da seca baseada no decil

Faixa de Decil	Percentual	Classificação
10	10% maiores	Umidade intensa
9	80-90	Severamente úmido
8	70-80	Moderadamente úmido
7	60-70	Levemente úmido
5 e 6	20% intermediários	Normal
4	30-40	Levemente seco
3	20-30	Moderadamente seco
2	10 -20	Severamente seco
1	10% Menores	Seca intensa

Fonte: Adnan, Ullah e Shouting (2016)

16.8 Técnica do Boxplot

A técnica do boxplot é apontada como uma alternativa aos estudos sobre a variabilidade pluviométrica, pois permite identificar intervalos para a determinação de anos com padrão normal, seco, úmido, superseco, superúmido de maneira rápida e objetiva (Galvani; Luchiari, 2004).

Para a elaboração do Boxplot são determinados os seguintes valores:

- Valor mínimo;
- Primeiro quartil (Q_1);
- Segundo quartil Q_2);
- Terceiro quartil (Q_3);
- Valor máximo;

$LS = Q_3 + 1{,}5(Q_3 - Q_1)$;

$LI = Q_1 - 1{,}5(Q_3 - Q_1)$.

Na metodologia proposta por Galvani e Luchiari (2004), a classificação dos dados como seco, normal, chuvoso se dá a partir da posição dos valores no gráfico, conforme:

· os valores compreendidos entre o valor mínimo e o primeiro quartil são considerados como meses secos;

· os valores compreendidos dentro da caixa do boxplot, ou seja, entre o Q_1 e o Q_3, são considerados normais ou habituais;

· os meses classificados como maiores que o Q_3 são considerados chuvosos.

Galvani e Luchiari (2004) consideraram que os valores 5% menores e maiores do conjunto de dados foram, respectivamente, considerados como supersecos e superchuvosos e, dessa forma, propuseram a classificação de acordo com a Tabela 79.

Tabela 79. Intervalos de classificação

Precipitação mensal (mm)	Classificação
5% menores da série	Supersecos
Entre V min e 1° quartil	Secos
Entre 1° quartil e 3° quartil	Normais/habituais
Entre 3° quartil e V máx.	Úmidos
5% maiores da série	Superúmidos

Fonte: Galvani e Luchiari (2004)

16.9 Exemplo de cálculo dos índices de anomalia

Com os dados de precipitação mensal de Capinzal podem-se determinar as diversas estatísticas usadas nos cálculos dos índices de anomalia, conforme as Tabelas 80 e 81, onde constam os valores calculados para as anomalias das chuvas mensais.

Tabela 80. Estatísticas da precipitação mensal de Capinzal, SC

	Índices								
	Media	Desvio	M	m	LI	Q1	Q2	Q3	LS
Jan.	175,4	72,5	256,3	108,0	-2,4	124,3	166,1	208,7	335,3
Fev.	162,6	82,6	250,5	85,5	-28,9	108,1	150,9	199,4	336,5
Mar.	128,7	60,6	198,4	66,6	-59,6	71,2	118,2	158,3	289,1
Abr.	121,2	70,3	200,6	54,5	-61,3	70,0	111,8	157,5	288,8
Mai.	138,4	97,6	241,9	52,7	-99,4	67,8	116,8	179,4	346,6
Jun.	139,5	81,3	227,7	61,5	-104,8	74,6	133,1	194,2	373,7
Jul.	143,9	89,2	240,9	59,8	-89,3	79,6	147,8	192,2	361,1
Ago.	108,9	72,1	196,4	37,9	-126,0	52,8	85,1	172,0	350,8
Set.	175,6	114,8	290,1	68,5	-119,1	79,9	164,7	212,6	411,7
Out.	208,9	99,6	311,9	116,8	35,2	163,6	191,9	249,2	377,6
Nov.	141,2	76,5	227,9	64,2	-73,1	79,5	135,0	181,2	333,7
Dez.	166,2	77,7	252,4	81,6	-102,4	95,2	162,4	226,9	424,5

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Tabela 81. Cálculo dos índices de anomalia de chuva da Capinzal, SC

			Índice de Anomalia								
Ano	Mês	Prec (mm)	A (mm)	AN	AP	PN (%)	IPN	Quintil Classe	BoxPlot Classe[2]	IAC	Decil Classe
1991	1	115,1	-60,3	-0,832	-34,4	65,6	0,656	3	2	-2,68	2
1991	2	82,6	-80,0	-0,968	-49,2	50,8	0,508	3	2	-3,11	2
1991	3	59,2	-69,5	-1,146	-54,0	46,0	0,46	2	2	-3,36	2
1991	4	151,9	30,7	0,436	25,3	125,3	1,253	5	3	1,16	7
1991	5	58,1	-80,3	-0,823	-58,0	42,0	0,42	3	2	-2,81	3
1991	6	244,1	104,6	1,285	74,9	174,9	1,749	6	4	3,56	7
1991	7	75,6	-68,3	-0,766	-47,5	52,5	0,525	3	2	-2,44	3
1991	8	84,9	-24,0	-0,333	-22,1	77,9	0,779	4	3	-1,02	5
1991	9	78,5	-97,1	-0,846	-55,3	44,7	0,447	3	2	-2,72	3
1991	10	235,2	26,3	0,264	12,6	112,6	1,126	5	3	0,77	7
1991	11	79,7	-61,5	-0,804	-43,5	56,5	0,565	3	3	-2,40	3
1991	12	198,5	32,3	0,415	19,4	119,4	1,194	4	3	1,12	7

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

17 Índices de agressividade e erosividade da chuva

As chuvas extremas são responsáveis por graves problemas de erosão e deslizamentos de terra. Dentre os tipos de erosão, destaca-se a hídrica, provocada pelo impacto da chuva no solo e pelo escoamento superficial, associando-se a características como intensidade da chuva, infiltração da água no solo, escoamento superficial, declividade da superfície e cobertura do solo.

A erosão do solo depende de uma série de fatores, como declividade, erodibilidade do solo, uso e cobertura do solo, das práticas de manejo do solo e da erosividade da chuva. A erosividade da chuva é definida como a agressividade da chuva como agente erosivo (Lal, 1990). Coman *et al.* (2019) afirmam que a agressividade das chuvas é o índice mais utilizado para estudos de erosividade, tendo uma alta correlação com a produção de sedimentos nos rios. Vega e Flebes (2007) ressaltam que a agressividade das chuvas está relacionada com a energia cinética da chuva, que, embora pouco discutida em meteorologia e climatologia, é fundamental na agricultura e silvicultura, devido à sua contribuição substancial para a erosão e degradação dos solos. O conhecimento da agressividade das chuvas em uma região permite realizar o zoneamento de diferentes áreas de acordo com seu potencial erosivo e planejar o uso adequado do solo de acordo com o risco de erosão (Ramirez-Oritz *et al.*, 2007).

A estimativa da erosividade das chuvas é de grande importância para a avaliação da erosão do solo e tem grande influência na agricultura. Tsitsagi, Berdzenishvili e Gugeshashvili (2018) afirmam que vários eventos de chuvas muito intensas são responsáveis pela maior proporção de erosão do solo.

Diferentes índices têm sido propostos para determinar a erosividade das chuvas, dentre os quais se destaca o índice EI_{30}, que relaciona a erosão do solo com a energia cinética da chuva (Wischmeier, 1958; Renard *et al.*, 1997). O valor médio anual do EI_{30} é considerado como o fator R da Equação Universal de Perdas de Solos por erosão hídrica (EUPS) (Wischmeier, 1959). No entanto, para o cálculo EI_{30} há necessidade de dados de intensidade de chuva de curta duração, poucas vezes disponíveis. Dessa forma, outros índices foram propostos com base na precipitação mensal. Destacam-se o índice de Fournier (IF) (Fournier, 1960) e o índice de Fournier Modificado (IFM) por Arnoldus (1980), amplamente empregados nos estudos de erosão do solo (Oliveira; Wendland; Nearing, 2012; Yin *et al.*, 2015; Essel *et al.*, 2016). O programa europeu Coordenação de Informação sobre o Ambiente (CORINE) adotou o índice IFM para determinar e avaliar o potencial risco atual de erosão (Corine,1995). Jericek e Mikos (2007) destacam que o fator R somente pode ser facilmente determinado em locais com dados de precipitação registrados em pequenos intervalos, por isso a agressividade da

chuva é muitas vezes usada com objetivo de estimar o potencial de erosão em escala regional, usando dados de chuva mensal e anual.

17.1 O Índice de Fournier (IF)

O Índice de Fournier (IF) foi desenvolvido por Fournier (1960) a partir de correlações entre depósitos de sedimentos em rios, a precipitação média mensal do mês mais úmido (Pmax) e a precipitação média anual (Pa). Fournier propôs esse índice em função do grau de impacto do clima, que encerra alta correlação com a quantidade de sedimentos carreados por *runoff.* O ÍF é calculado por:

$$\mathbf{F} = \frac{(\mathrm{p\,max})^2}{\mathrm{P}} \tag{249}$$

Em que:

IF = índice de Fournier;

Pmax = precipitação média mensal do mês mais chuvoso (mm);

P = precipitação média anual (mm).

Diferentes limites de IF foram propostos (Tabela 82) e aplicados em regiões com diferentes climas (Lukić *et al.*, 2016**;** Baecheler; Bravo, 2016).

Tabela 82. Valores de referência do Índice de Fournier (IF)

IF	Classificação	IF Szilagy *et al.* (2016)	IF Baecheler e Bravo (2016)
< 140	Muito baixo	< 20	< 15
140 - 210	Baixo	20 - 40	15-30
210 – 280	Moderado	40-60	30-50
280 – 350	Alto	60-80	50-65
>350	Muito Alto	80-100	>65

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

17.2 O Índice de Fournier Modificado (IFM)

O IF sofre crítica como sendo um estimador deficiente do fator erosividade da chuva dentro da USLE, pois pequenas quantidades de precipitação mensal também podem ter poder erosivo e, dessa forma, um aumento na precipitação total poderia resultar em um aumento na erosividade. No entanto, se a precipitação máxima mensal permanece a mesma, com o aumento da precipitação média anual, resulta em

decréscimo no IF. Dessa forma, Arnoldus (1980) modificou o índice IF, considerando as quantidades de chuva de todos os meses do ano, passando o índice a ser denominado Índice de Fournier Modificado, calculado por:

$$IFM = \frac{\sum_{i=1}^{12}(pi)^2}{P} \quad (250)$$

Em que:

IFM = índice de Fournier Modificado;

Pi = precipitação média mensal (mm);

Pt = precipitação média anual (mm).

Na Tabela 83 constam diferentes classificações do IFM. Na Europa, os limites foram adotados conforme CEC (1992). No entanto, esses limites são baixos para avaliar a precipitação agressividade em climas tropicais. Os limites apresentados por Gomez (1975) e Pizarro *et al.* (2008) foram maiores do que os propostos por CEC (1992) e são mais adequados para as condições climáticas da América do Sul. Vários estudos mostram diferenças importantes entres os valores de IFM para distintas regiões no globo terrestre. Ramirez-Ortiz *et al.* (2007) analisaram a erosividade na zona cafeeira da Venezuela usando a classificação proposta por CEC (1992) e constataram que os valores de IFM estavam acima de 170, sendo empregada, portanto, a classificação proposta por Gomez (1975). Já Baecheler e Bravo (2019) avaliaram a agressividade de chuvas no extremo norte do Chile usando os limites de classes propostos por CEC e verificaram que 94,8% da área teve classe de IFM muito baixa (IFM < 60). Castelán-Vega *et al.* (2014), avaliando a agressividade de chuvas na sub-bacia do Rio San Marcos, em Puebla, México, encontraram valores de IFM variando de 209 a 413. Bouderbala *et al.* (2019) determinaram o IFM para a bacia hidrográfica de Macta, no oeste da Argélia, e encontraram valores de IFM variando de 19 a 127. Lukic *et al.* (2019) determinaram a erosividade de chuvas na bacia Pannonian no sudeste da Europa Central. Os autores constataram valores de ICP médio de 11,6, IF médio de 22,7 e IFM médio de 70,2, estando grande parte da bacia em área com baixa erosividade. Fernandez *et al.* (2018) citam valores de IFM inferiores a 120 para a região de Portugal.

Tabela 83. Classificação dos valores de índice Modificado de Fournier (IMF)

Classe	CEC (1992)	Pizarro *et al.* (2008)	Gomez (1975)	Classificação
1	< 60	< 100	< 140	Muito baixo
2	60 – 90	100 -200	140 -210	Baixo
3	90 – 120	200-300	210 -280	Moderado
4	120 – 160	300-400	280 -350	Alto
5	>160	>400	>350	Muito Alto

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Galatto, Souza e Back (2023) determinaram os índices IF e IFM para o Brasil baseado nas Normais Climatológicas de 1991 a 2022 (Figura 31). Os autores observaram que o IF variou de 7,3 a 110,5 e verificou-se que 3,9%, 29,5%, 47,6%, 15,8% e 3,2% do território brasileiro são respectivamente classificados nas classes de erosividade "Muito baixa", Baixa", "Moderada", "Alta" e "Muito Alta". O IFM variou de 48 a 388, sendo 76,4% do território brasileiro como classe "Muito alta", porém, ainda ocorrem 16,0% na classe "Alta" (Tabela 82). Para as classes "Moderada", "Baixa" e "Muito baixa" encontram-se respectivamente em 3,9%, 3,2% e 0,5% do território brasileiro.

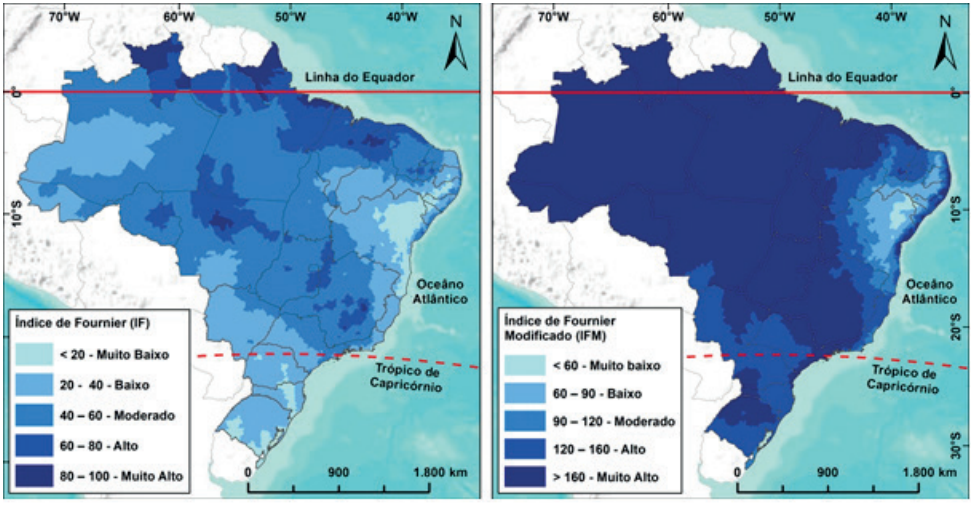


Figura 31. Indicie de Fournier e índice de Fournier Modificado para o Brasil
Fonte: Galatto, Souza e Back (2023)

17.3 Índice de Erosividade Total (IET)

O Índice de Erosividade Total (IET) combina o IFM e o ICP para avaliar a agressividade da chuva considerando a quantidade e distribuição de chuvas ao longo do ano. De acordo com Baecheler e Bravo (2019), o IET é calculado por:

$$IET = IFM * ICP \quad (251)$$

Em que:

IET = Índice de Erosividade Total;

IFM = Índice de Fournier Modificado;

ICP = Índice de Concentração da Precipitação.

Para a classificação dos valores de IET pode-se utilizar a Tabela 84.

Tabela 84. Classificação dos valores de Índice de Erosividade Total (IET)

Classe	IET	Classificação
1	< 1500	Baixa
2	1501 – 2500	Moderada
3	2501 – 5000	Alta
4	5000	Muito Alta

Fonte: Baecheler e Bravo (2019),

Galatto, Souza e Back (2023), com base nas Normais Climatológicas de 1991 a 2022, observaram que no Brasil (Figura 32) o índice IET variou de 444 no clima BSh a 4.977 no clima Am. Na distribuição territorial constata-se que 14,2% têm IET classificados como "Baixo" (IET <1500), ocorrendo principalmente nos climas Cfa, Cfb e BSh. Erosividade "Moderada" encontra-se em 31,5% do território e a maior parte (54,3%) do território brasileiro tem erosividade classificada como "Alta". Não foram observados valores de IET classificados como "Muito alta" (IET >5000).

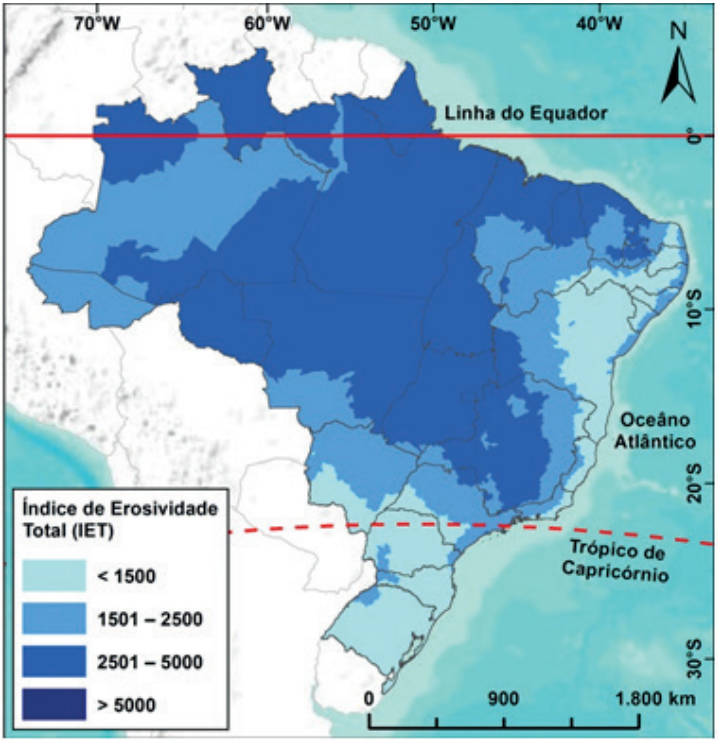


Figura 32. Índice de Erosividade Total para o Brasil
Fonte: Galatto, Souza e Back (2023)

17.4 Índice de Erosividade EI_{30}

A erosividade da chuva é um índice numérico que expressa a capacidade da chuva causar erosão em uma área sem proteção (FAO, 1967). É determinada através de fatores como características das gotas de chuva (distribuição, velocidade de queda, número, momento e energia cinética) e também da intensidade, duração e frequência da chuva.

A Equação Universal de Perdas de Solo (EUPS) – *Universal Soil Loss Equation (USLE*) (Wischmeier; Smith, 1978) é um modelo matemático que permite estimar as perdas de solo por erosão hídrica, considerando seis fatores (Fator R – erosividade da chuva; fator K – erodibilidade do solo; fator L – comprimento do declive; fator S – declividade; fator C – cobertura e manejo; fator P – prática conservacionista).

Entre os fatores da USLE, o fator R tem sido considerado um dos mais importantes, não só por sua capacidade em medir os efeitos do impacto das gotas de chuva, mas também por ser utilizado nas pesquisas para calcular os fatores K e C a partir de medições das perdas de solo.

Para obter o fator R deve-se analisar os registros pluviográficos e medir as intensidades de chuva em períodos de 30 minutos consecutivos, e assim estimar a energia cinética da chuva. Para obter um valor confiável para o fator R, estima-se que sejam necessários de 10 a 20 anos de coleta de dados (Wischmeier; Smith, 1978).

Vários autores comentam a dificuldade de obter esses dados, tanto no Brasil como em outros países (Beskow *et al.*, 2009; Mello *et al.*, 2007, Back, 2018). Com a dificuldade de obtenção de séries de chuvas de alta resolução temporal, uma alternativa muito usada é a estimativa do índice de erosividade a partir das médias pluviométricas mensais, que Waltrick *et al.* (2015) denominaram de método pluviométrico. Este método tem a vantagem de poder ser aplicado facilmente em um número grande de locais, uma vez que os dados de pluviômetros são mais simples de serem obtidos e possuem séries históricas longas na maioria das localidades brasileiras (Cassol *et al.*, 2008; Mazurana *et al.*, 2009).

No entanto, para a utilização do método pluviométrico, há necessidade de uma equação de correlação com o método pluviográfico (Waltrick *et al.,* 2015). O método mais utilizado para estimativa da erosividade por método pluviométrico consiste em correlacionar os valores médios mensais de erosividade EI_{30} com os valores do coeficiente de chuva (Rc), que é dado pelo Índice de Fournier Modificado, isto é:

$$Rc = \frac{p^2}{p} \quad (252)$$

Em que:

Rc = coeficiente de chuva (mm);

p = precipitação mensal média (mm);

P = precipitação anual média (mm).

Na regressão geralmente são empregados os modelos linear ou potencial, conforme:

$$EI_{30} = aRc + b \quad (253)$$

$$EI_{30} = aRc^{b} \quad (254)$$

Em que:

EI_{30} = erosividade mensal;

a e b = os coeficientes ajustados para determinada estação pluviográfica;

Rc = coeficiente de chuva.

Na Tabela 85 constam as equações para estimativa do índice de erosividade EI_{30} para diversas estações pluviográficas do Brasil.

Tabela 85. Equações para estimativa da erosividade em função do índice de Fournier Modificado para diferentes locais no Brasil

Cidade	UF	N	M*	a	b	R^2	Fonte
Manaus	AM	10	1	3,760	42,770	0,720	Oliveira Jr e Medina (1990)
Juazeiro	BA		1	42,307	69,763	-	Silva (2004)
Fortaleza	CE	20	2	73,989	0,739	0,980	Silva e Dias (2003)
Goiânia	GO	5	1	30,230	215,330	0,770	Silva *et al.* (1997)
Açucena	MG	3	2	158,350	0,850	0,880	Silva *et al.* (2010b)
Belo Oriente	MG	3	2	215,400	0,650	0,890	Silva *et al.* (2010b)
Bocaina de Minas	MG		2	102,530	0,759		Mello *et al.* (2012)
Caratinga	MG	3	2	321,630	0,480	0,860	Silva *et al.* (2010b)
Lavras	MG		2	85,672	0,656	-	Aquino *et al.* (2014)
Sabinópolis	MG	3	2	123,330	0,740	0,950	Silva *et al.* (2010b)
Santa Barbara	MG	3	2	170,590	0,640	0,930	Silva *et al.* (2010b)
São Vicente de Minas	MG		2	72,800	0,778	-	Mello *et al.* (2012)
Sto Ant.Itambé	MG	3	2	179,330	0,770	0,900	Silva *et al.* (2010b)
Sto D. do Prata	MG	3	2	114,420	0,810	0,860	Silva *et al.* (2010b)
Coxim	MS	4	2	138,330	0,743	0,910	Oliveira *et al.* (2011b)
Dourados	MS	8	2	80,305	0,897	0,880	Oliveira *et al.* (2011b)
Cáceres	MT	7	2	172,633	0,525	0,940	Almeida *et al.* (2011a)
Cáceres	MT	9	2	56,115	0,950	0,870	Morais *et al.* (1991)
Cáceres	MT	7	2	36,849	1,085	0,840	Morais *et al.* (1991)
Cáceres	MT		2	135,430	0,538		Almeida (2009)
Campo Grande	MT	3	2	139,440	0,678	0,910	Oliveira *et al.* (2011b)
Canarana	MT	-	2	317,398	0,485	0,860	Almeida *et al.* (2011c)
Cuiabá	MT	18	2	109,412	0,744	0,910	Almeida *et al.* (2011a)
Cuiabá	MT		2	244,470	0,508		Almeida (2009)

Cidade	UF	N	M*	a	b	R^2	Fonte
Diamantino	MT		2	51,460	0,882		Almeida (2009)
Flechas	MT		2	36,849	1,085		Morais *et al.* (1991)
Matupá	MT		2	115,720	0,746		Almeida (2009)
Nova Xavantina	MT		2	96,360	0,517		Almeida (2009)
Poxoréo	MT		2	272,866	0,419		Almeida *et al.* (2012)
Poxoréo	MT	-	2	272,866	0,419	0,660	Almeida *et al.* (2011c)
Rondonópolis	MT		2	167,160	0,567		Almeida (2009)
Rondonópolis	MT	6	2	133,200	0,537	0,900	Almeida *et al.* (2011a)
São J. Rio Claro	MT	-	2	147,262	0,533	0,830	Almeida *et al.* (2011c)
São José do Rio Claro	MT		2	147,262	0,533		Almeida *et al.* (2012)
Vera	MT	-	2	399,539	0,459	0,840	Almeida *et al.* (2011c)
Conc. Araguaia	PA	8	1	36,200	321,500	0,890	Oliveira Júnior (1996)
Araripina	PE	9	1	23,180	73,340	0,940	Cantalice *et al.* (2009)
Belo Jardim	PE	7	2	61,810	0,580	0,670	Cantalice *et al.* (2009)
Cabrobó	PE	9	1	23,180	73,340	0,940	Cantalice *et al.* (2009)
Caruaru	PE	9	2	61,810	0,580	0,670	Cantalice *et al.* (2009)
Catende	PE	5	2	57,320	0,618	0,750	Cantalice *et al.* (2009)
Gloria de Goitá	PE	10	2	50,750	0,724	0,780	Cantalice *et al.* (2009)
Olinda	PE	10	1	30,800	57,250	0,880	Cantalice *et al.* (2009)
Ouricuri	PE	11	1	23,180	73,340	0,940	Cantalice *et al.* (2009)
Petrolina	PE	8	1	23,180	73,340	0,940	Cantalice *et al.* (2009)
Poço da Cruz	PE	8	1	23,180	73,340	0,940	Cantalice *et al.* (2009)
São Caetano	PE	11	2	61,810	0,580	0,670	Cantalice *et al.* (2009)
Centro S. PR	PR	-	2	107,520	46,890		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Centro L.PR	PR	-	2	93,290	41,200		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Centro PR	PR	-	2	191,790	48,400		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Leste PR	PR	-	2	33,260	40,710		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Noroeste PR	PR	-	2	164,120	39,440		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Norte PR	PR	-	2	216,310	41,300		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Oeste PR	PR	-	2	182,860	56,210		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Sudoeste PR	PR	-	2	144,860	55,200		Rufino, Biscaia e Merten (1993)
Angra dos Reis	RJ	6	1	44,610	73,210	0,840	Gonçalves *et al.* (2006)
Barrado Piraí	RJ	14	1	24,530	50,360	0,960	Gonçalves *et al.* (2006)
Carmo	RJ	15	1	21,000	223,870	0,720	Gonçalves *et al.* (2006)
Conc. Macabu	RJ	15	1	37,900	39,860	0,910	Gonçalves *et al.* (2006)
Magé	RJ	19	1	47,680	64,590	0,890	Gonçalves *et al.* (2006)
Magé	RJ	16	1	46,370	146,280	0,700	Gonçalves *et al.* (2006)
Nova Friburgo	RJ	5	1	33,860	-67,990	0,850	Carvalho *et al.* (2005)
Pirai	RJ	15	1	20,700	112,540	0,820	Gonçalves *et al.* (2006)
Rio Bonito	RJ	16	1	35,130	38,480	0,810	Gonçalves *et al.* (2006)
Rio Claro	RJ	15	1	38,480	118,710	0,980	Gonçalves *et al.* (2006)

Cidade	UF	N	M*	a	b	R^2	Fonte
Rio das Flores	RJ	5	1	20,700	112,540	0,820	Gonçalves *et al.* (2006)
Rio de Janeiro	RJ	17	1	37,760	3,890	0,790	Gonçalves *et al.* (2006)
Rio de Janeiro	RJ	16	1	53,310	-76,270	0,700	Gonçalves *et al.* (2006)
Saquarema	RJ	15	1	50,020	-13,360	0,650	Gonçalves *et al.* (2006)
Seropédia	RJ	7	1	38,140	64,870	0,820	Carvalho *et al.* (2005)
Valença	RJ	7	1	27,740	194,080	0,820	Gonçalves *et al.* (2006)
Bagé	RS	21	1	37,960	174,580	0,629	Santos (2008)
Caxias do Sul	RS	18	1	21,290	250,870	0,243	Santos (2008)
Hulha Negra	RS	29	2	208,090	0,399	0,143	Martins *et al.* (2009)
Ijuí	RS	31	2	109,650	0,760	0,530	Cassol *et al.* (2007)
Pelotas	RS	45	1	31,200	167,500	0,134	Santos (2008)
Quarai	RS	38	1	82,720	-47,350	0,840	Peñalva-Bazzano, Eltz e Cassol (2007)
Santa Rosa	RS	29	2	118,520	0,803	0,500	Mazurana *et al.* (2009)
São Borja	RS	48	2	55,564	1,105	0,840	Cassol *et al.* (2008)
São Borja	RS	36	1	52,190	72,400	0,665	Santos (2008)
Torres	RS	18	1	58,810	-221,000	0,580	Santos (2008)
Uruguaiana	RS	29	1	81,967	-96,735	0,936	Hickmann *et al.* (2008)
Uruguaiana	RS	23	1	54,910	-14,310	0,843	Santos (2008)
Campos Novos	SC	10	2	59,265	1,087	0,860	Bertol (1994)
São Miguel do Oeste	SC	16	2	83,07	0,864	0,9039	Back (2020)
Chapecó	SC	38	1	44,31	109,6	0,7440	Back (2020)
Ponte Serrada	SC	14	2	68,59	0,8706	0,8424	Back (2020)
Campos novos	SC	30	1	39,2	101,3	0,7594	Back (2020)
Viceria	SC	30	2	48,64	0,9608	0,7702	Back (2020)
Caçador	SC	30	1	23,80	234,6	0,8652	Back (2020)
Porto União	SC	19	2	59,31	0,8883	0,4682	Back (2020)
Lages	SC	44	1	35,4	49,1	0,5137	Back (2020)
Urussanga	SC	32	1	45,1	-127,0	0,908	Back (2020)
Florianópolis	SC	26	2	30,41	1,162	0,8921	Back (2020)
Indaial	SC	13	1	40,86	68,74	0,7090	Back (2020)
Campinas	SP	22	2	68,730	0,841	0,980	Lombardi Neto e Moldenhauer (1992)
Juquiá	SP	7	1	40,650	207,210	0,900	Silva, Iori e Silva (2009)
Mococa	SP	-	2	111,173	0,691	0,980	Carvalho *et al.* (1991)
Piracicaba	SP		2	7,278	0,807		Pereira (1983)
Piraju	SP	23	2	72,549	0,849	0,930	Roque, Carvalho e Prado (2001)
Sete Barras	SP	9	1	55,400	316,200	0,980	Silva, Iori e Silva (2009)
Teodoro Sampaio	SP	19	1	46,956	106,818	0,930	Colodro *et al.* (2002)

*1 –Modelo linear; 2 Modelo potencial
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Para a interpretação da erosividade, foram propostas classificações dos valores de erosividade, como a apresentada na Tabela 86.

Tabela 86. Classes de erosividade da chuva média anual e mensal

Classe de erosividade	Valores de erosividade (MJ mm $ha^{-1}h^{-1}$)	
	Mensal	Anual
Muito baixa	R < 250	R < 2.5000
Baixa	250 < R < 500	2.500 < R < 5.000
Média	500 < R < 750	5.000 < R < 7.500
Alta	750 < R < 1000	7.500 < R < 10.000
Muito alta	R > 1000	R > 10.000

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

17.5 Exemplo de aplicação dos índices de agressividade e erosividade

Com os dados médios mensais de precipitação de Capinzal, SC pode-se determinar os vários índices (Tabela 87). No cálculo do índice de EI_{30} foi considerada a equação ajustada para Campos Novos (Back et al., 2017), que tem a seguinte expressão:

$$EI_{30} = 39{,}2\ \frac{(P_i)^2}{P} + 101{,}3 \quad (255)$$

Em que:

EI_{30} = índice de erosividade (MJ mm $ha^{-1}h^{-1}$);

Pi = precipitação média mensal (mm);

P = precipitação média anual (mm).

Tabela 87. Valores médios dos índices de agressividade erosividade de chuvas de Capinzal, SC (1991-2020)

Período	Precipitação (mm)	IFM (mm)	ICP	IET (mm)	EI_{30} MJ mm $ha^{-1}h^{-1}$ ano^{-1}
Janeiro	175,4	17,0	0,9	16,0	769,4
Fevereiro	162,6	14,6	0,8	11,8	675,2
Março	128,7	9,2	0,5	4,6	460,9
Abril	121,2	8,1	0,4	3,6	420,4
Maio	138,4	10,6	0,6	6,2	517,4
Junho	139,5	10,8	0,6	6,4	524,1

Período	Precipitação (mm)	IFM (mm)	ICP	IET (mm)	EI_{30} MJ mm $ha^{-1}h^{-1}$ ano^{-1}
Julho	143,9	11,5	0,6	7,2	551,1
Agosto	108,9	6,6	0,4	2,4	358,9
Setembro	175,6	17,1	0,9	16,1	771,1
Outubro	208,9	24,2*	1,3	32,2	1.049,0
Novembro	141,2	11,0	0,6	6,7	534,2
Dezembro	166,2	7,1	0,8	6,0	381,1
Anual	1.810,6	147,9	8,6	119,3	7.012,8

*IF
Fonte: : Elaborado pelos autores (2025)

Também se pode avaliar a variação temporal dos índices de erosividade para avaliar as ocorrências de eventos extremos na série. Na Figura 33 constam os valores anuais de EI_{30}.

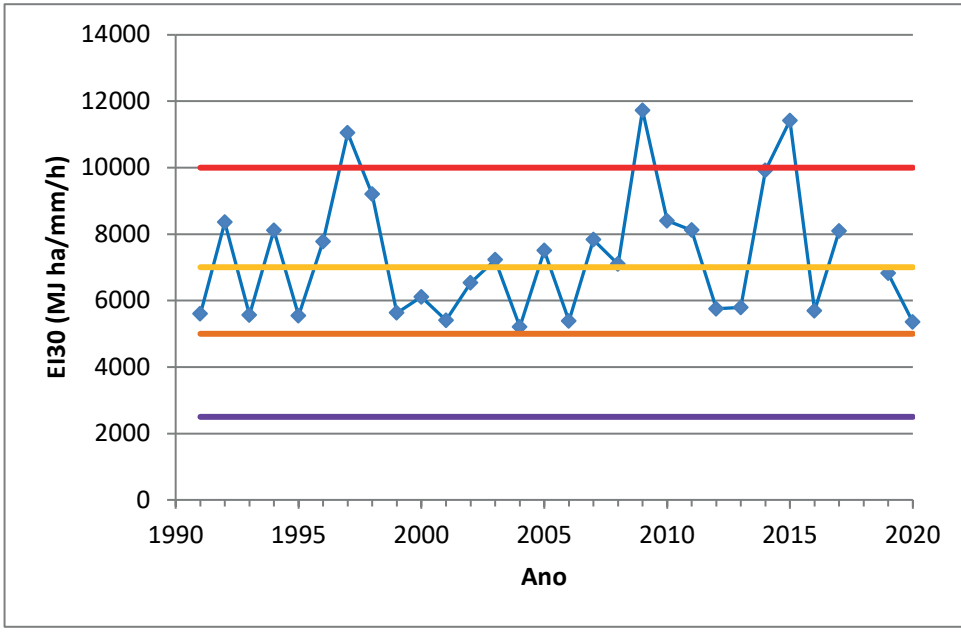


Figura 33. Série anual de EI_{30} de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

18 Índices de identificação de mudanças climáticas

As mudanças climáticas têm sido um dos problemas de maior preocupação da comunidade científica nas últimas décadas. Um dos mais importantes impactos do aquecimento global é o aumento na frequência de ocorrência de eventos de chuvas intensas (Muller; O'Gorman; Back, 2011). Vários estudos apontam para aumento de temperatura e mudanças nos regimes de chuvas (IPCC, 2013).

Para a Região Sul do Brasil as projeções climáticas apontam aumento de chuvas e aumento de frequência de eventos extremos. Essas alterações climáticas podem trazer graves consequências para a agricultura, com aumento de prejuízos por estiagens ou excesso de chuvas (IPCC, 2013; Cera; Ferraz; Bender, 2015). Bergamaschi (2017) destaca que as regiões Sul e Sudeste do Brasil apresentam clima com chuvas bem distribuídas ao longo do ano, mas as estiagens frequentes impõem limitações à agricultura, sobretudo no extremo sul do Brasil.

O aumento da magnitude e frequência de eventos extremos de chuvas pode ter como impacto o aumento de áreas de risco por escorregamento de encostas (Sant Ana; Back, 2019; Penereiro; Meschiatti, 2018). A ocorrência de estiagens prolongadas pode trazer prejuízos à produção agrícola, aumento da demanda de água por irrigação e afetar a geração de energia.

Estudos de tendências de índices de extremos climáticos permitem verificar se determinado local está sendo exposto a possíveis mudanças no comportamento desta variável (Nóbrega; Farias; Santos, 2015). A análise de séries climáticas e avaliação de tendências é uma ferramenta importante para o planejamento das atividades e a mitigação de possíveis consequências das alterações. Vários estudos envolvendo indicadores de extremos de precipitação na América do Sul revelam tendências de aumento de tais indicadores, principalmente sobre a Região Sul do Brasil, Paraguai, Uruguai e na região norte e central da Argentina (Haylock et al., 2006; Alexander et al. 2006; Marengo et al., 2010; Skansi et al. 2013). Também foi identificada redução na precipitação no sul do Peru e no sul do Chile (Haylock et al., 2006; Skansi et al., 2013; Silva; Ferreira; Ávila, 2021).

No Brasil existem estudos que apontam para aumento de chuvas, principalmente nas regiões Sul e Sudeste (Nobre et al., 2010; Marengo, 2014; Regoto *et al.*, 2018; Barros *et al.*, 2021). *Alguns estudos mostram ausência de tendências nas séries climáticas (*Natividade; Garcia; Torres, 2017; Penereiro; Meschiatti, 2020). Essa aparente discordância entre alguns autores deve-se em parte a diferenças em relação ao tamanho e ao período de dados usados, e também devido a diferenças nos métodos e testes estatísticos usados.

A Equipe de Especialistas em Detecção, Monitoramento e Índices de Mudanças Climáticas (*Expert Team on Climate Change Detection, Monitoring and Indexes - ETCCDMI*) (Peterson, 2005), desenvolveu 27 índices para avaliar as mudanças climáticas, 16 aplicados a dados de temperatura e 11 aplicados a dados de precipitação.

Na Tabela 88 estão relacionados os índices aplicados aos dados de precipitação com a descrição e a unidade. Maiores detalhes podem ser obtidos em Peterson (2005) e Sensoy *et al.* (2007). No cálculo dos índices são considerados os dados diários de precipitação (RR), sendo que, de acordo com Peterson (2005), quando o valor da precipitação diária for menor que 1mm (RR < 1,0mm), o dia é considerado seco, caso contrário (RR ≥ 1mm), o dia é considerado úmido.

Tabela 88. Índices climáticos de precipitação pluvial, com suas descrições e unidades de medida

Índice	Nome do Indicador	Descrição	Unidade
PRCPTOT	Precipitação total anual nos dias úmidos	Total de precipitação no dias úmidos (RR >= 1 mm)	mm
SDII	Intensidade média diária	Precipitação total dividida pelo número de dias úmidos (RR≥ 1 mm)	mm/dia
R10mm	Número de dias de chuva intensa	Contagem anual de dias quando RR ≥ 10mm	Dias
R20mm	Número de dias de chuva muito intensa	Contagem anual de dias quando PRCP ≥ 20mm	Dias
Rnnmm	Contagem anual de dias quando PRCP ≥ nnmm	Contagem anual de dias quando PRCP ≥ nnmm	mm
R95p	Dias muito úmidos	Total de precipitação quando RR > percentil 95	mm
R99p	Dias extremamente úmidos	Total de precipitação quando RR > percentil 95	mm
Rx1day	Precipitação máxima em um dia	Precipitação máxima em um dia	mm
Rx5day	Precipitação máxima em cinco dias	Precipitação máxima em cinco dias	mm
CDD	Dias secos consecutivos	Máximo de dias consecutivos com RR< 1 mm	Dias
CWD	Dias chuvosos consecutivos	Máximo de dias secos consecutivos com RR ≥ 1 mm	Dias

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Além desses índices, podem-se utilizar outros dados, como Rx2day, ou a precipitação total por trimestre do ano. No índice Rnnmm pode-se definir o limite de acordo com o interesse específico. Back *et al.* (2023) usaram o limite de 50mm (R50mm) justificando como limite aproximado das séries máximas anuais de chuvas diárias de Santa Catarina.

18.1 Testes para identificação de mudanças climáticas

Existem vários testes que podem ser usados para identificação de mudanças climáticas. Back (2001) descreve vários testes aplicando aos dados de temperatura e precipitação de Urussanga.

18.1.1 Regressão linear

Entre os testes podem-se destacar os testes paramétricos como análise de regressão linear e avaliar a hipótese de o coeficiente angular ser diferente de zero. Na regressão linear tem-se:

$$Y = aX + b \quad (256)$$

Em que:

Y = variável dependente;

X = variável independente;

a = coeficiente angular;

b= intercepto.

Fazendo a análise de regressão, considerando os índices como variável dependente e o ano como variável independente, pode-se avaliar a hipótese nula (H0) de o coeficiente angular ser igual a 0 (a = 0), que corresponde à série estacionária. Caso esta hipótese seja rejeitada, o valor do coeficiente (a) representa a tendência de aumento (a > 0) ou de diminuição (a < 0).

18.1.2 Teste t para médias

Para aplicação do teste t pode-se dividir a série em dois períodos e comparar as médias com o teste t de Student. A hipótese nula (H0) é de igualdade das médias e na hipótese alternativa (H1) as médias são diferentes.

No teste calcula-se a estatística t e compara-se com os valores críticos para o nível de significância (α) e graus de liberdade. A hipótese H0 é rejeitada sempre que o valor absoluto de t calculado for superior ao valor t crítico, sendo que o sinal de t indica aumento (t > 0) ou diminuição (t < 0).

O valor de t calculado pode ser obtido por:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\left[\frac{S_1^2(N_1-1)+S_2^2(N_2-1)}{N_1+N_2-2}\right]\left(\frac{1}{N_1}+\frac{1}{N_2}\right)}} \quad (257)$$

Em que :

t = estatística do teste t calculado;

$\bar{X}_1$= média do período 1;

$\bar{X}_2$= média do período 2;

S_1^2 = variância do período 1;

S_2^2 = variância do período 2;

N_1 = número de dados na série 1;

N_2 = número de dados na série 2.

Vários autores apontam que testes não paramétricos são mais indicados para essa finalidade, destacando-se os testes de Pettitt para avaliar mudanças bruscas na série e os testes de Mann-Kendall para avaliar tendências.

18.1.3 Teste de Pettitt

O teste de Pettitt (Pettitt, 1979) utiliza uma versão do teste de Mann-Whitney, no qual se verifica se duas amostras X_1,..X_t e X_{t+1}, ...,X_T são da mesma população. Tem como hipóteses que as variáveis T seguem uma ou mais distribuições que têm o mesmo parâmetro de localização. A hipótese alternativa é que existe um tempo a partir do qual as variáveis mudam do parâmetro de localização. A estatística $U_{t,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que o membro da segunda, e pode ser escrita:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^{T} sign(X_j - X_i) \quad (258)$$

Onde:

sgn(x) = 1 para x>0;

sgn(x) = 0 para x = 0;

sgn(x) = -1 para x<0.

A estatística $U_{t,T}$ é então calculada para os valores de 1< t < T, e a estatística k(t) do teste de Pettitt se escreve:

$$k(t) = Max_{1\le t\le T}\left|U_{t,T}\right| \quad (259)$$

Esta estatística localiza o ponto onde houve uma mudança brusca na média de uma série temporal e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação:

$$p \cong 2exp\left\{\frac{-6k(t)^2}{T^3+T^2}\right\} \quad (260)$$

O ponto de mudança brusca é o t, onde ocorre o máximo de k(t). Os valores críticos de K podem ser calculados pela equação:

$$K_{crit} = \pm\sqrt{\frac{\ln(\frac{p}{2})(T^3+T^2)}{6}} \quad (261)$$

18.1.4 Teste de Mann-Kendall

O teste Mann-Kendall é um teste não paramétrico amplamente usado para verificar se uma série temporal possui tendências (Back, 2001; Khaliq *et al.*, 2009) e recomendado pela Organização Meteorológica Mundial (Yue; Pilon; Cavadias, 2002). Por ser um método não paramétrico, não requer uma distribuição normal dos dados. Outra vantagem deste método é que ele é quase imune a mudanças repentinas ou sequências não uniformes.

No teste de Mann-Kendall se rejeita a hipótese nula de não existência de tendência na série, se a estatística Z< Zα/2 ou Z > Zα/2, em que a estatística normalizada Mann-Kendall Z, seguir a distribuição normal com média zero (0,0) e variância um (1,0). A estatística Mann-Kendall S é dada pelas equação:

$$S = \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{i=j+1}^{N} sgn(x_i - x_j) \quad (262)$$

Em que:

$$sgn(\theta) = \begin{cases} 1 \; se \; \theta > 0 \\ 0 \; se \; \theta = 0 \\ -1 \; se \; \theta < 0 \end{cases} \quad (263)$$

Para variável aleatória independente distribuída identicamente (sem tendência) a média e a variância de S são dadas pelas equações descritas a seguir:

$$E(S) = 0 \quad (264)$$

$$Var(S) = \frac{N(N-1)(2N+5) - \sum_t^N t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (265)$$

Em que t é a extensão a qualquer empate.

18.1.5 Teste de Theil-Sen

O método de Mann-Kendall não fornece a estimativa da magnitude da tendência, sendo assim, utiliza-se o teste de Theil-Sen para que a magnitude desta possa ser estabelecida por um estimador de declividade dado pela mediana β. A declividade β é a mediana sobre todos os pares de combinações possíveis para a totalidade da série de dados. Para obter a estimativa robusta da inclinação (β), a equação é dada por:

$$\beta = mediana\left(\frac{Y_j - Y_i}{t_j - t_i}\right), para\ todos\ i < j, \quad (266)$$

Em que:

β = representa a mediana da inclinação, obtida de todas as possíveis combinações de dois pontos da série temporal;

Yi = variável testada para tendência;

T = o tempo.

Segundo Hensel e Hirsch (2002), a regressão linear de Theil-Sen é menos afetada pelos problemas comuns de dados de recursos hídricos (assimetria, discrepâncias) do que a regressão tradicional, portanto, fornece uma estimativa robusta da inclinação típica, quando a inclinação típica e não a média é de interesse.

18.2 Exemplo de aplicação

Na Tabela 89 constam os resumos da análise de regressão e do teste t aplicado para as médias do período de 1977 a 1999 e período 2000 a 2021. Os valores de p foram superiores a 0,05, indicando que não se pode rejeitar a hipótese da inclinação (a) ser igual a zero, o que indica ausência de tendências. Também é possível observar que o intervalo de confiança de 95% dos valores do coeficiente angular (a) inclui o valor zero.

Conclusão semelhante é obtida com o teste t, em que os valores de t obtidos do teste foram inferiores ao valor crítico para o nível de significância de 5% (t crítico = 2,017). Dessa forma, aceita-se a hipótese de que as médias dos dois períodos são iguais, não havendo tendências dessa forma.

Tabela 89. Resumo das análises de regressão linear e teste t para as médias dos índices de precipitação de Capinzal, SC

índice	Análise de regressão					Teste t				
				Int. Confiança		1977-1999		2000-2021		
	F	p valor	a	LI(a)	LS(a)	$\bar{X}_1$	S_1.	$\bar{X}_2$	S_2.	t calc.
PRCPTOT	0,109	0,744	1,415	-7,247	10,076	1788,7	410,4	1767,5	332,8	0,189
Wday	1,770	0,190	-0,210	-0,529	0,109	107,8	14,8	101,2	12,3	1,611
SDII	3,374	0,073	0,050	-0,005	0,105	16,5	2,7	17,4	2,0	-1,227
R10mm	0,001	0,977	-0,003	-0,237	0,231	57,9	11,4	55,9	8,4	0,669
R20mm	1,669	0,203	0,114	-0,064	0,292	31,7	8,5	33,5	6,9	-0,798

índice	Análise de regressão					Teste t				
				Int. Confiança		1977-1999		2000-2021		
	F	p valor	a	LI(a)	LS(a)	$\bar{X}_1$	S_1.	$\bar{X}_2$	S_2.	t calc.
R50mm	0,439	0,511	-0,021	-0,084	0,043	5,5	3,0	5,5	2,5	-0,027
R95p	0,069	0,795	0,954	-6,396	8,304	860,1	330,2	853,5	304,2	0,070
Rpp9	1,701	0,199	2,769	-1,512	7,051	232,2	180,3	291,3	192,1	-1,064
Rx1day	1,990	0,166	0,402	-0,173	0,976	90,8	26,4	94,7	24,1	-0,504
Rx5day	0,038	0,846	0,123	-1,146	1,391	19,6	6,1	21,0	7,3	0,664
CDD	0,403	0,529	0,049	-0,107	0,205	19,6	21,0	6,1	7,3	-0,717
CWD	2,610	0,114	-0,029	-0,065	0,007	6,5	5,7	1,6	1,5	1,824

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Tabela 90 constam os valores do teste de Pettitt aplicados aos índices de precipitação de Capinzal. Observa-se que todos os valores p foram superiores a 0,05, mostrando que não existe um ponto de ruptura brusca nas séries analisadas. Também se constata que os valores da estatística K obtidos foram inferiores aos valores críticos para os níveis de significância de 5 e 1%. Na Figura 34 estão representados os valores de K para o índice PRCPTOT, onde se observa que ficaram dentro do intervalo de confiança de 95%. Os valores máximos (ou mínimos) da estatística K representam o ponto de mudança brusca na série. Assim, para o índice PRCPTOT a mudança teria ocorrido no ano de 1982, caso o valor de p fosse significativo estatisticamente (p <0,05). Como não houve significância, não faz sentido avaliar o ano de mudança na série.

No estudo de séries históricas de precipitação o teste de Pettitt pode ser importante para identificar mudanças bruscas na série, que podem ser devido à mudança de equipamento ou mudança de local da estação. Especialmente nas estações pluviométricas da ANA podem ocorrer mudanças de localização da estação pluviométrica, mesmo que dentro do município. Em algumas situações essas mudanças de localização podem causar mudanças nas séries, o que não foi observado neste estudo.

Tabela 90. Resumo do teste de Pettitt para os índices de precipitação de Capinzal, SC (1976-2022)

Índice	Estatística do teste K(t)	Possível ano de mudança	Valor p	Valores críticos	
				K(t) 0,05	K(t) 0,01
PRCPTOT	106	1982	0,9699	239,3	286,8
SDII	223	2003	0,0813	239,3	286,8
R10mm	101	1999	0,9999	239,3	286,8
R20mm	162	2007	0,3689	239,3	286,8
R50mm	140	2012	0,5659	239,3	286,8
R95p	94	1982	0,9999	239,3	286,8
R999	163	2005	0,3612	239,3	286,8
Rx1day	134	2008	0,6291	239,3	286,8
Rx5day	114	1983	0,8659	239,3	286,8
CDD	101	1981	0,9999	239,3	286,8
CWD	198	2001	0,1601	239,3	286,8

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

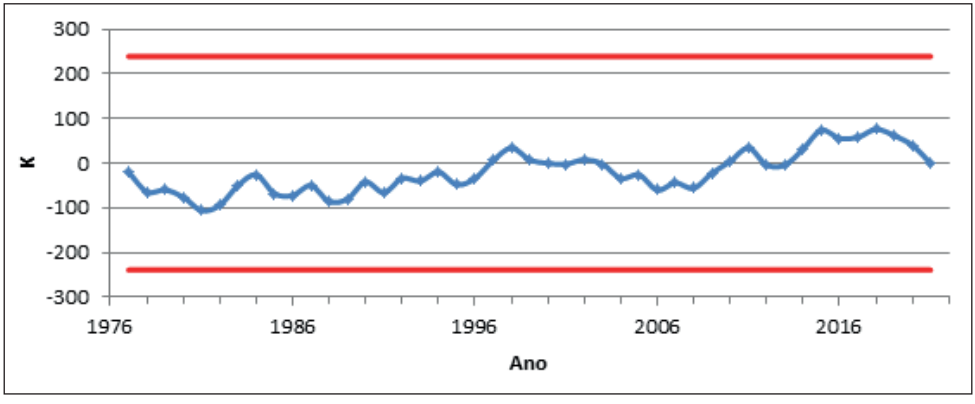


Figura 34. Estatística do teste de Pettitt para PRCPTOT de Capinzal, SC
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Na Tabela 91 constam os resumos dos testes de Mann-Kendall e Theil-Sen para os índices de precipitação de Capinzal. Na Figura 35 estão representadas as tendências para os índices PRCPTOT e SDII, respectivamente. Observa-se que somente o índice SDII apresentou tendência significativa ($p < 0,05$), em que as chuvas têm intensidade mediana de 16,7mm/dia com tendência de aumento de 0,060mm/dia por ano ou 6mm por século. O intervalo de confiança de 95% para a tendência é de 0,014mm/dia a 0,101mm/dia. Para os demais índices não foram constatadas tendências significativas ($p > 0,05$) e as séries podem ser consideradas estacionárias.

Destaca-se ainda a importância de realização destes estudos para outras séries e variáveis climatológicas e hidrológicas, tendo em vista que dos resultados obtidos são representativos somente desta estação pluviométrica e não é possível afirmar que mudanças nos padrões pluviométricos para as regiões estudadas estejam ocorrendo.

Tabela 91. Resumo dos testes de Mann-Kendall e Theil-Sen aplicados aos índices de precipitação de Capinzal, SC (1976-2022)

Índice	Mann-Kendall			Theil-Sen		
	S	Z	P valor	Mediana	β	Int. de confi.de 95% para β
PRCPTOT	36	0,342	0,7321	1719,3	1,240	-5,867 a 11,232
SDII	267	2,602	0,0093*	16,7	0,060	0,014 a 0,101
R10mm	-7	-0,059	0,9532	57	0,000	-0,250 a 0,243
R20mm	156	1,516	0,1295	32	0,130	-0,039 a 0,303
R50mm	-36	-0,342	0,7321	5	0,000	-0,051 a 0,039
R95p	28	0,264	0,7917	774,5	1,085	-5,532 a 8,654
R99p	160	1,555	0,1199	207,8	2,528	-0,547 a 6,374
Rx1day	143	1,389	0,1648	88,8	0,436	-0,144 a 1,093
Rx5day	2	0,01	0,9922	151,3	0,012	-0,913 a 1,334
CDD	56	0,538	0,5906	19	0,041	-0,097 a 0,163
CWD	-150	-1,458	0,145	6	0,000	-0,056 a 0,011

Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

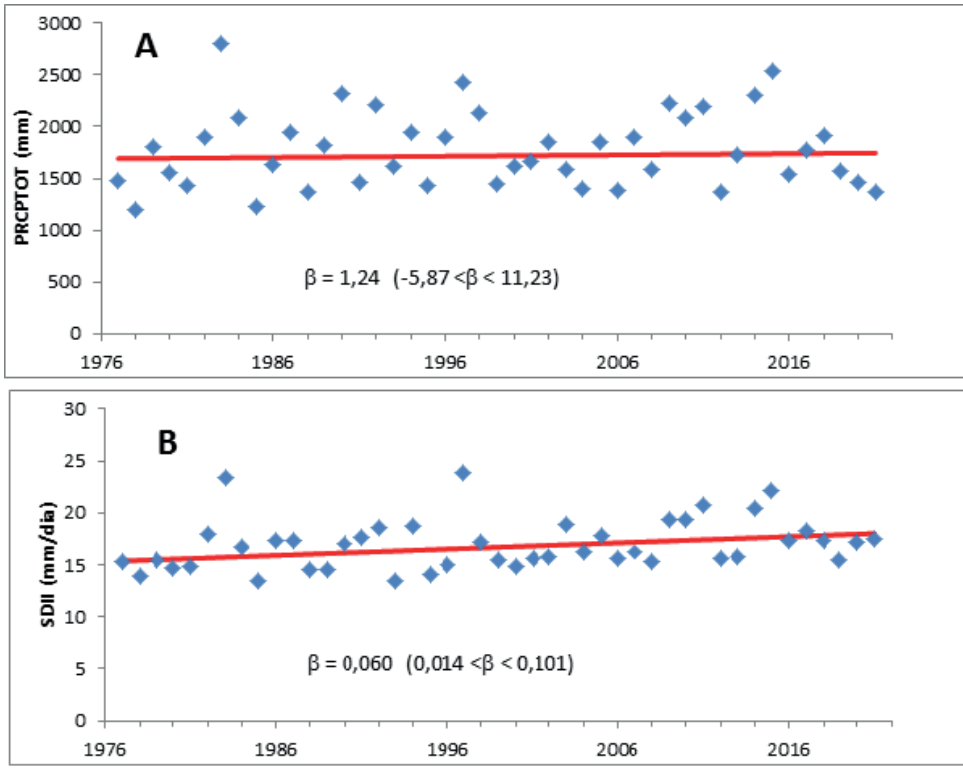


Figura 35. Tendências nos PRPCPTOT (A) e SDII (B) de Capinzal, SC (1976-2022)
Fonte: Elaborado pelos autores (2025)

Referências

ABRAMOWITZ, M.; STEGUN, I. A. **Handbook of Mathematical Functions with Formulas, Graphs, and Mathematical Tables**. New York: Dover Publications Inc., 1964, 1046 p.

ADAMIDIS, K.; DIMITRAKOPOULOU, T.; LOUKAS, S. On an Extension of the Exponential Geometric Distribution. **Statistics and Probability Letters**, (*s. l.*), v. 73, p. 259-269, 2005.

ADAMIDIS, K.; LOUKAS, S. A. Lifetime Distribution with Decreasing Failure Rate. **Statistics and Probability Letters**, (*s. l.*), v. 39, p. 35-42, 1998.

ADNAN, S.; ULLAH, K.; SHOUTING, G. Investigations into precipitation and drought climatologies in South Central Asia with special focus on Pakistan over the period 1951–2010. **Journal of climate**, (*s. l.*), v. 29, n. 16, p. 6019-6035, 2016.

AGUIAR, A.F. de O. **Regionalização de vazões mínimas diárias e mensais para bacias hidrográficas do Sul de Santa Catarina, Brasil**. 2020. 113 f. Dissertação (Mestre em Engenharia e Sustentabilidade) – Universidade Federal de Santa Catarina.

AIYELOKUN, O.; OJELABI, A.; MALOMO, S.; AGBEDE, O. Efficient flood forecasting for the operation of hydraulic structures in a typical river basin. **International Journal of Scientific Engineering Research**, (*s. l.*), v. 8, n. 11, p. 463-481, 2017.

ALCANTARA, P. B.; OLIVEIRA, A. Á. D. de; OTSUK, I. P. Predição de dias sem chuva na época chuvosa para quatro regiões do Estado de São Paulo. **Boletim da Indústria Animal**, Nova Odessa, v. 56, n. 1, p. 35-46, 1999.

ALEXANDER, L. V.; ZHANG,X.; PETERSON, T. C.; CAESAR, J.; GLEASON, B.; KLEIN TANK, A. M. G.; HAYLOCK, M.; COLLINS, D.; TREWIN, B.; RAHIMZADEH, F.; TAGIPOUR, A.;. RUPA KUMAR, K.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VINCENT, L.; STEPHENSON, D. B; BURN, J.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; TAYLOR, M;. NEW, M. ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VAZQUEZ-AGUIRRE, J. L. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation**. Journal of Geophysical Research**, Washington, v. 111, p. 1-22, 2006.

ALMEIDA, C.O.S.; AMORIM, R.S.S.; COUTO, E.G.; ELTZ, F.L.F.; BORGES, L.E. Potencial erosivo da chuva de Cuiabá, MT: Distribuição e correlação com a precipitação pluviométrica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, p.178-184, 2011a.

ALMEIDA, C.O.S.; AMORIM, R.S.S.; ELTZ, F.L.F.; COUTO, E.G.; PELISSARI, A.L. Correlação do índice de erosividade (EI30) com o coeficiente de chuvas em Cáceres (MT) e Rondonópolis (MT). Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, 33, 2011, Uberlândia, **Anais[...]** Uberlândia, 2011b.

ALMEIDA, C.O.S.; AMORIN, R.S.S.; ELTZ, F.L.F.; COUTO, E.G.; JORDANI, S.A. Erosividade em quatro municípios do estado de Mato Grosso e suas correlações com dados pluviométricos. Congresso Brasileiro de Ciência do Solo, 33, 2011, Uberlândia, **Anais[...]** Uberlândia, 2011c.

ALMEIDA, H. A. de; SILVA, L. Determinação das características hídricas da microbacia de drenagem da barragem Vaca Brava. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, (*s. l.*), v. 16, n. 1, p. 77-86, 2008.

ALVES, A. V. P.; SANTOS, G. B. S.; MENEZES FILHO, F. C. M. de; SANCHES, L. Análise dos métodos de estimativa para os parâmetros das distribuições de Gumbel e GEV em eventos de precipitações máximas na cidade de Cuiabá-MT. **REEC – Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, (*s. l.*), v. 6, n. 1, p. 2-43, 2013.

ANDRADE JUNIOR, A. S., FRIZZONE, J. A.; SENTELHAS, P. C. Simulação da precipitação diária para Parnaíba e Teresina, PI, em planilha eletrônica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, n. 2, p. 271-278, 2001.

AQUINO, R. F.; NAVES SILVA, M. L.; FRANÇA DE FREITAS, D. A.; CURI, N.; MELLO, C. R.; AVANZI, JUNIOR, C. Erosividade das chuvas e tempo de recorrência para Lavras, Minas Gerais. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 61, n. 1, p. 9-16, 2014.

ARAÚJO, J. M. S.; MAIA, A. G.; NEVES, J. A. Uso dos Índices PCP e PCD na determinação de regiões com precipitação pluvial homogênea. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 17, p. 119-139, 2015.

ARNOLDUS, H.M.L. **An approximation of rainfall factor in the Universal Soil Loss Equation. Assessment of erosion** (Boodt and Gabriels, eds.), Chichester: Wiley. 1980, p. 127–132.

ARORA, K.; SINGH, V.P. A comparative evaluation of the estimator of the logPearson type 3 distribution. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 105, p. 19-37, 1989.

ASSIS, F. N. Ajuste da função Gama aos totais semanais de chuva de Pelotas, RS. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, (*s. l.*), Santa Maria, v. 1, p. 131-136. 1993.

ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. **Aplicações de estatística à climatologia**. Pelotas: Ed. Universitária – UFPEL. 1996. 161 p.

ASSIS, F. N. **Modelagem da ocorrência e da quantidade de chuva e de dias secos em Piracicaba-SP e Pelotas-RS**. 1991. 134 p. Tese (Doutorado) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1991.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS. **NBR 15527**. Água de chuva - aproveitamento de coberturas em áreas urbanas para fins não potáveis - Requisitos.

BACK, Á. J. **Determinação da precipitação efetiva para irrigação suplementar pelo modelo de balanço hídrico horário: um caso estudo em Urussanga, SC,** 1997. (Tese de Doutorado em Engenharia de Recursos Hídricos, Instituo de Pesquisas Hidráulicas) Universidade Federal do Rio Grande do Sul. 1997.

BACK, Á. J. **Chuvas intensas e chuva para dimensionamento de estruturas de drenagem para o Estado de Santa Catarina**. Florianópolis: Epagri, 2013 193 p.
BACK, Á. J. Alternative model of intense rainfall equation obtained from daily rainfall disaggregation. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 25, e 2., p. 1-11. 2020.

BACK, Á. J.; COELHO, D. Estimativa dos dias parados em obras de Engenharia em função da chuva para a região de Sombrio -SC *In*: REUNIÃO DE ESTUDOS AMBIENTAIS, 6., 2016, Porto Alegre. **Anais** [...]. Porto Alegre: ABRH, 2016.

BACK, Á. J.; GERMANO, R. S.; SOUZA, F. C.; SOUZA, G. S. Comparação de métodos de estimativa dos dias parados em Obras de engenharia rodoviária em função das chuvas. **International Journal of Development Research**, (*s. l.*), v. 15, n. 1, p. 67503-67506, 2025. DOI: https://doi.org/10.37118/ijdr.29154.01.2025

BACK, Á. J.; MIGUEL, L. P. Analysis of the stochastic model of the Markov chain on daily rainfall occurrence in the state of Santa Catarina, Brazil. **Management of Environmental Quality**, (*s. l.*), v. 28, n. 1, p. 2-16, 2017.

BACK, Á.J.; BONFANTE, F.M. Evaluation of generalized extreme value and Gumbel distributions for estimating maximum daily rainfall. **Brazilian Journal of Environmental Sciences,** (*s. l.*), v. 56, n. 4, p. 654-664, 2021.

BACK, Á. J.; PANATTO, M. P.; SOUZA, G. da S. Chuvas intensas para dimensionamento de calhas e condutores pluviais no estado de Santa Catarina. **Agropecuária catarinense**, Florianópolis, v. 36, p. 34 - 41, 2023. DOI: https://doi.org/10.52945/rac.v36i2.1579

BACK, Á.J.; POLETO, C. Uso de modelos de Pulsos Retangulares de Bartlett-Lewis Modificado para simulação de chuvas erosivas *In*: CONGRESSO INTERNACIONAL DE HIDROSSEDIMENTOS 2., 2017. Foz do Iguaçú. **Anais** [...] Rio de Janeiro: Interciência, 2, 2017. v. 1. p. 19 -19

BACK, Á. J.; UGGIONI, E. Aplicação do modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis modificado para estimativa de eventos extremos de precipitação. **Engenharia Agrícola**, (*s. l.*), v. 30, p. 1033-1045, 2010.

BACK, Á. J.; WILDNER, L. P. Equação de chuvas intensas por desagregação de precipitação máxima diária para o estado de Santa Catarina. **Agropecuária Catarinense**, Florianópolis, v. 34, n. 3, p. 43-47, 2021. DOI: https://doi.org/10.52945/rac.v34i3.1133

BACK, Á. J.; WILDNER, L. P.; GARCEZ, J. G.. Análise de chuvas intensas visando ao dimensionamento de estruturas de conservação do solo em Chapecó,SC. **Agropecuária Catarinense**, Florianópolis, v. 32, p. 95-100, 2019. DOI: https://doi.org/10.22491/RAC.2019.v32n3.14

BACK, Á. J. Probabilidades de ocorrência de dias secos e dias chuvosos consecutivos em Içara, Santa Catarina, Brasil. **Revista Tecnologia e Ambiente**, (*s.l.*), v. 23,p. 132-15, 2017.

BACK, Á. J. Análise de dados de precipitação visando ao dimensionamento de sistemas de captação e armazenamento de água da chuva. **Agropecuária Catarinense**, Florianópolis, v. 35, p. 25-28, 2022. DOI: https://doi.org/10.52945/rac.v35i1.1287

BACK, Á. J. Aplicação de cadeias markovianas à modelagem da precipitação diária. **Revista de Tecnologia e Ambiente**, Criciúma, v. 4, p.1 7-28, 1997.

BACK, Á.J. Fator erosividade e características das chuvas erosivas para a Região do Planalto Norte de Santa Catarina. **Agropecuária Catarinense,** v. 3, p. 61 - 66, 2018.

BACK, Á. J. Seleção de distribuição de probabilidades para chuvas diárias extremas do estado de Santa Catarina. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v. 16, p. 211-222, 2001.

BACK, Á. J.; POLA, A. C.; LADWIG, N. I.; SCHWALM, H. Erosive rainfall in Rio do Peixe Valley in Santa Catarina, Brazil: Part I – determination of the erosivity index. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 21, p. 774-779, 2017.

BACK, Á.J. **Informações climáticas e hidrológicas dos municípios catarinenses (com programa HidroClimaSC)**. Florianópolis: Epagri, 2020a. 157 p.

BACK, Á. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira,** Brasília, v. 36, n. 5, p. 717-726, 2001.

BAECHELER, J. V.; BRAVO, B. S. Analysis of aggressiveness rainfall in the Far North Of Chile. *In*: IAHR WORLD CONGRESS, 3*8.*, **E-proceedings** [...]. Panama City, Panama. 2019 p. 1-6

BARROS, V. S.; GOMES, V. K. I.; JÚNIOR, I. B. S.; SILVA, A. S. V. da; SILVA, A. S. A. da; BEJAN, L. B.; STOSIC, T. Análise de tendência do índice de precipitação padronizado em Recife–PE. **Research, Society and Development**, (*s. l.*), v. 10, n. 8, e52310817458, 2021.

BEARD, L. R. Statistical analysis in hydrology. **ASCE Transaction,** (*s. l.*), v. 108, p. 1110-1160, 1943.

BELL, F. C. Generalized Rainfall-Duration Frequency Relationships. **Journal of the hydraulics division**, (*s. l.*), v. 95, p. 311-327, 1969.

BELTRÁN, J. M. **Drenaje agrícola**. Madrid: Editora Secretaria General Técnica, 1986. 239 p.

BERGAMASCHI, H. **As plantas e o clima:** Principio e aplicações. Guaiba: Agrolivros, 2017. 352 p.

BERNARD, M. M. Formulas for rainfall intensities of long durations. **Trans. Am. Soc. Civil Eng.**, (*s. l.*), v. 96, n. 1, p. 592-606, 1932.

BERTOL, I. Avaliação da erosividade da chuva na localidade de Campos Novos (SC) no período de 1981-1990. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 29, p. 1453-1458, 1994.

BESKOW, S.; MELLO, C. R.; NORTON, D. L.; CURI, N.; VIOLA, M. R. E AVANZI, J.C. Soil erosion prediction in the Grande River Basin, Brazil using distributed model. **Catena**, (*s.l.*), v. 79, n. 1, p. 49-59. 2009. Doi: https://doi.org/10.1016/j.catena.2009.05.010

BHARGAVA, P. N.; NARAIN, P.; AREJA, K. G.; PRADHAN, A. A study of the occurrence of rainfall in Raipur District with the help of Markov chain model. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistic**, (*s. l.*), v. 25, p. 197-204, 1973.

BLOM, G. **Statistical estimates and transformed beta variables**. New York, Wiley, 1958. 176 p.

BOUDERBALA, D.; SOUIDI, Z.; HAIMIMED, A.; BOUAMAR, B. Estimation of rainfall erosivity by mapping at the watershed of Macta (Algeria). **Revista Brasileira de Cartografia**, (*s. l.*), v. 17, n. 1, p. 274-294, 2019.

BRASIL, DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRAESTRUTURA DE TRANSPORTES. Diretoria Executiva. Coordenação-Geral de Custos de Infraestrutura de Transportes. **Manual de Custos de Infraestrutura de Transportes**. 1ª Edição - Brasília, 2017.

BRAGA, R. N. S.; HORA, M. A. G. M.; LYRA, G. B.; NASCENTES, A. L. Determinação e interpolação dos coeficientes das equações de chuvas intensas para cidade do Rio de Janeiro. **Revista Ambiente & Água**, (*s. l.*), v. 13, n. 1, e2076, 2018.

BURN, D. Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 202, p. 212–230, 1997

BUZATTI, D. J.; OLIVEIRA, J. A. F. **Previsão do número provável de dias trabalháveis em Serviços Rodoviários em Minas Gerais**.Publicação Técnica N°19 -DER/MG. P. 149-166. 1983.

CALDEIRA, T. L.; BESKOW, S.; MELLO, C. R.; VARGAS, M. M.; GUEDES, H. A. S.; FARIA, L. C. Daily rainfall disaggregation: an analysis for the Rio Grande do Sul State. **Revista Scientia Agraria**, Curitiba, v. 16, n. 3, p. 1-21, 2015.

CALIFÓRNIA DEPARTAMENTO OF PUBLIC WORKS. **Flow in California streams**, Calif., Dep. Public Works, 1923. (Irrig*.,* Bull. 5). 1923.

CAMPOS, J. N. B.; STUDART, T. M. C. Secas no nordeste do Brasil: Origens, Causas e Soluções. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 12, 2002. Anais[...]. Foz do Iguaçu, PR, 2002.

CANTALICE, J. R., BEZERRA, S. A., FIGUEIRA, S. B., INÁCIO, E. S., SILVA, M. D. Isoerodents of Pernambuco State – Brazil: 1st approximation. **Caatinga**, Mossoro, v. 22, p. 75–80, 2009.

CARVALHO, M. P. E.; LOMBARDI, NETO F.; VASQUES, FILHO J.; CATÂNEO, A. Correlação entre o índice de erosividade EI30 médio mensal e o coeficiente de chuva do município de Mococa, SP. **Científica — Revista de Agronomia**, (*s. l.*)**,** v. 19, p. 1–7, 1991.

CARVALHO, D. F., MONTEBELLER, C. A., FRANCO, E. M., VALCARCEL, R., BERTOL, I. Rainfall patterns and erosion indices at Seropedica and Nova Friburgo, Rio de Janeiro — Brazil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 9, p. 7–14, 2005.

CASTELÁN VEGA, R.; TAMARIZ FLORES, V.; LINARES FLEITES, G.; CRUZ MONTALVO, A. Agresividad de las precipitaciones en la subcuenca del río San Marcos, Puebla, México", **Investigaciones Geográficas**, Boletín, núm. 83, Instituto de Geografía, UNAM, México, p. 29-41,2014 (Boletim núm. 83). doi: 10.14350/rig.33480.

CASSOL, E. A.; ELTZ, F. L. F.; MARTINS, D.; LEMOS, A. M.; LIMA, V. D.; BUENO, A. C. Erosividade, padrões hidrológicos, período de retorno e probabilidade de ocorrência das chuvas em São Borja, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, p. 1239-1251, 2008.

CASSOL, E. A.; MARTINS, D.; ELTZ, F. L. F.; LIMA, V. S. de; BUENO, A.C. Erosividade e padrões hidrológicos das chuvas de Ijuí (RS) no período de 1963 a 1993. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 15, n. 3, p. 220-231, 2007.

CAVALCANTE, A. L.; SILANS, A. M. B. P. Modelo estocástico de desagregação da chuva diária em eventos sub-diários para a Região Litorânea do Nordeste. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 17, n. 3, p. 39-48, 2012.

CERA, J. C.; FERRAZ, S. E. T.; BENDER, F. D. Influência da Oscilação Decadal do Pacífico e as Mudanças no Regime de Chuva do Rio Grande do Sul. **Ciência e Natura**, (*s. l.*), v. 1, p. 317-320, 2009.

CHEGODAYEV, N. N. **Formulas for the calculation of the confidence of hydrologie quantities**. Handbook of Applied Hydrology, V. T. Chow (ed.). New York: McGraw-Hill, 1955.

CHEN, C. L. Rainfall intensity-duration-frequency formulas. **Journal of Hydraulic Engineering**, (*s.l.*), v. 109, n. 12, p. 1603-1621, 1983

CHOWDHURY, R.; ALAM, M. J.; DAS, P.; ALAM, M. A. Short duration rainfall estimation of Sylhet: IMD and USWB method. **Journal of Indian Water Works Association,** (*s. l.*), v. 39, n. 4, p. 285-292, 2007.

CHOW, V. T.; MAIDMENT, D. R.; MAYS, L. W. **Applied Hydrology**. New York, McGraw-Hill, 1988. 294 p.

CHOW, V. T. **Handbook of applied hydrology**. New York: McGraw-Hill, 1964. 1418 p.

CHOW, V.T. **Frequency analysis of hydrologic data with special application to rainfall intensities. Urbana**: Illinois Univ., 1953. 80 p. (Bull. Ser. 414).

CHU, P.S. Diagnostic Studies of rainfall Anomalies in Northeast Brazil. **Monthly Weather Review**, v. 111, p. 1655-1664, 1983.

CICCO, V.; EMMERICH, W.; FARIA, A. J.; FUJIEDA, M. Projeto de pesquisas hidrológicas em floresta natural na Reserva Estadual de Cunha - Determinação do balanço hídrico. *In*: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS: A INFLUÊNCIA DAS FLORESTAS NO MANEJO DE BACIAS HIDROGRÁFICAS, 11., 1984, Curitiba. **Anais** [...] Curitiba: EMBRAPA-CNPF, 1984. p. 135-142 (Documentos, 16).

CINDRIC, K.; PASARIC, Z.; GAJIC-CAPKA, M. Spatial and temporal analysis of dry spells in Croatia. **Theoretical and Applied Climatology**, (*s. l.*), v. 102, n. 1-2, p. 171-184, 2010

CLARKE, R. T. **Stochastic process for water scientist:** developments and applications. Chi Chester: John Wiley, 1988. 83 p.

CLARKE, R. T. Stochastic Hydrology Revisited. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, (*s. l.*), v. 7 n. 4, p. 97-104, 2002.

COELHO, D.; BACK, Á. J. **Estimativa dos dias parados em obras de Engenharia em função da chuva.** 2015. 15 p. Trabalho de Conclusão de curso (Bacharelado em Engenharia Civil) Universidade do Extemos Sul Catarinense, Criciúma, 2015.

COLODRO, G.; CARVALHO, M. P.; ROQUE, C. G.; PRADO, R. M. Erosividade da chuva: distribuição e correlação com a precipitação pluviométrica de Teodoro Sampaio (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, (*s. l.*), v. 26, n. 3, p. 809-818, 2002.

COMAN, A. M.; LACATUSU, G.; MACSIM, A. M.; LAZAR, G. Assessment of soil erosion using Fournier Indexes to estimate rainfall erosivity. **Environmental Engineering and Management Journal**, (*s. l.*), v. 18, n. 8, p. 1739-1745, 2019.

COSCARELLI, R.; CALOIERO, T. Analysis of daily and monthly rainfall concentration in Southern Italy (Calabria region). **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 416-417, p. 145-156, 2012.

COUGHLAN M. J. Monitoring drought in Australia. *In*: **Planning for drought**: toward a reduction of societal vulnerability. Boulder, West View, p. 131–144, 1987.

COWPERTWAIT, P. S. P.; O´CONNELL, P. E.; METCALFE, A. V.; MAWDSLEY, J. A. Stochastic point process modelling of rainfall. I. Single-site fitting and validation. **Journal of Hidrology,** (*s. l.*), v. 175, p. 7-46, 1996.

COX, D. R.; ISHAM, V. **Point processes**. London: Chapman and Hall, 1980.

COX, D. R.; ISHAM, V. A simple spatial temporal model of rainfall. London, **Mathematical and Physical Sciences**, (*s. l.*), v. 415, p. 317-328, 1988.

COX, D. R.; MILLER, H. D. **The Theory of Stochastic Process**. NewYork, Wiley, 1967.

CUNHA, G. R.; HAAS, J. C.; ASSAD, E. D. Zoneamento de riscos climáticos para a cultura do trigo no Rio Grande do Sul. **Boletim Fepagro**, Porto Alegre, v. 5 n. 1, p. 1-8, 1998.

CUNHA, R. L. A. **Definição de cenários de referência para avaliação dos impactos das secas**. 2008. 147f. Dissertação (Mestrado Integrado em Engenharia Civil), Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto, Porto. 2008.

CUNNANE, C. Unbiased plotting positions – A review. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 37, p. 205-222. 1978.

DAMÉ, R. C. F. ; TEIXEIRA, C. F. A. ; LORENSI, R. P. Simulação de precipitação com duração horária mediante o uso do modelo Bartlett-Lewis do pulso retangular modificado. **Revista Brasileira de Agrociência**, (*s. l.*), v. 13, p. 13-18, 2007.

DAMÉ, R. C. F.; PEDROTTI, C. B. M.; CARDOSO, M. A.; SILVEIRA, C. P.; DUARTE, L. A.; MOREIRA, C. Comparação entre curvas Intensidade-Duração-Frequência de ocorrência de precipitação obtidas a partir de dados pluviográficos com aquelas estimadas por técnicas de desagregação de chuva diária. **Revista Brasileira Agrociência**, (*s. l.*), v. 12, n. 4, p. 505-509, 2006.

DAS, N. M. S.; SIMONOVIC, S. P. The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models. **Water Resources Research Report,** Londres, p. 1-54, 2011.

DE LUIS, M.; GONALEZ-HIDALGO, J. C.; RAVENTÓS, J.; SÁNCHEZ-MONTAHUD, J. R; CORTINA, J. Distribución espacial de la concentración y agresividad de la lluvia en el territorio de la comunidad valenciana. **Cuaternario y Geomorfología***,* (*s. l.*), v.11, n. 3-4, p. 33-44, 1997.

DE LUIS, M.; GONZÁLEZ-HIDALGO, J. C.; BRUNETTI, M.; LONGARES, L. A. Precipitation concentration changes in Spain 1946–2005, **Nat. Hazards Earth Syst. Sci**., (*s. l.*), v. 11, p. 1259–1265, 2011.

DE MICHELE, C.; ROSSO, R. A multi-level approach to flood frequency regionalization. **Hydrology and Earth System Sciences**, (*s. l.*), v. 6, n. 2, p. 185–194, 2002.

DENI, S. M.; JEMAIN, A. A. Fitting the distribution of dry and wet spells with alternative probability models. **Meteorology and Atmospheric Physics**, (*s. l.*), v. 104, n. 1-2, p. 13-27, 2009.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE ÁGUAS E ENERGIA ELÉTRICA. **Glossário de termos hidrológicos**. Brasília: Ministério de Minas e Energia-DANEE, 1976. 291 p.

DNIT - DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRA-ESTRUTURA DE TRANSPORTES. Diretoria de Planejamento e Pesquisa. Coordenação Geral de Estudos e Pesquisa. **Manual de hidrologia básica para estruturas de drenagem**. Rio de Janeiro. 2005. 133 p.

DNIT - DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRAESTRUTURA E TRANSPORTE. **Manual de custos de infra-estrutura de transportes**, v. 06 – Fator de Influência de Chuvas, n. 1ª Edição – Versão 3.0. Brasília, 2017.

DORNELLES, F.; TASSI, R.; GOLDENFUM, J. A. Avaliação das técnicas de dimensionamento de reservatórios para aproveitamento de água de chuva. **Revista Brasileira de Recursos Hídrico**s, (*s. l.*), v. 15, n. 2, p. 59-68, 2010.

DIAS, F. P.; HERRMANN, M. L. de P. Análise da suscetibilidade a deslizamentos no bairro Saco Grande, Florianópolis-SC. **Revista Universidade Rural,** v. 21, n. 1, p. 91-104, 2002. (**Série Ciências Exatas e da Terra**)

ELETROBRAS. **Diretrizes para projetos de Pequenas Centrais Hidrelétricas.** 2000. 548 p.

ENTEKHABI, D.; RODRIGUEZ-ITURBE, I; EAGLESON, P. S. Probabilistic representation of the temporal rainfall process by a modified Neyman-Scott rectangular pulses model: parameter estimation and validation. **Water Resources Research,** (*s. l.*), v. 25, p. 295-302, 1989.

EWEA, H. A.; ELFEKI, A. M.; BAHRAWI, J. A.; AL-AMR, N. S. Modeling of IDF curves for stormwater design in Makkah Al Mukarramah region, The Kingdom of Saudi Arabia. **Open Geosciences,** (*s. l.*), v. 10, p. 954-969, 2018

ESSEL, P.; GLOVER, E. T.; YEBOAH, S.; ADJEI-KYEREME, Y.; YAWO, I. N. D.; NYARKU, M.; ASUMADU-SAKYIM, G. S.; GBEDDY, G. K.; AGYRI Y. A.; AMEHO, E. M.; ATULE, E. Rainfall erosivity index for the Ghana Atomic Energy Commission site. **Springerplus**, v. 5, n. 465, p. 1-6, 2016. doi: 10.1186/s40064-016-2100-1.

FAO. **La erosión del solo por el algunas medidas para convertirla em las tierras de cultivo.** Roma: Organização de las Naciones Unidas. 1967. 207 p.

FECHINE SOBRINHO, V.; RODRIGUES, J. O.; MENDONÇA, L. A. R.; ANDRADE, E. M.; TAVARES, P. R. L. Desenvolvimento de equações Intensidade-Duração-Frequência sem dados pluviográficos em regiões semiáridas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 18, n. 7, p. 727-734, 2014.

FERNANDES, D. S.; HEINEMANN, A. B.; PAZ, R. L. F.; AMORIM, A. O. Desempenho de índices quantitativos de seca na estimativa da produtividade de arroz de terras altas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, p. 771-779, 2010.

FERNANDES, D.S.; HEINEMANN, A. B.; PAZ, R. L. da; AMORIM, A. O.; CARDOSO, A. S. **Índices para a quantificação da seca. Embrapa Arroz e Feijão**, 2009. 48 p. (Documentos 244/Embrapa Arroz e Feijão).

FERNANDEZ, H.; MARTINS, F.; ISIDORO, J. Using the Modified Fournier Index to model rainfall aggressiveness with scarce rainfall data. *In*: EGU GENERAL ASSEMBLY Vienna, 20., 2018, Local, Proceedings [...], Munich, EGU, 2018. 1p.

FILLIBEN, J. J. The probability plot correlation coefficient test for normality. **Technometrics,** (*s. l.*), v. 17, p. 11-117, 1975.

FINKLER, N. R.; MENDES, L. A.; SCHNEIDER, E. H. M.; BORTOLIN, T. A.; SCHNEIDER, V. E. Comparação de funções de distribuição de probabilidades na determinação de vazão mínima anual e sazonal. **Scientia Cumindustria**, (*s. l.*), v. 3, n. 2, p. 42-49, 2015.

FISHER, 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. 24, p. 180-290, 1928.

FOUFOLA, GEORGIOU. **Discrete-Time Point Process Models for Daily Rainfall**. ScatleWhashington: Dept Civil Eng University of Washington, 1985 (Water Resources Series, Techinical Report, n.33)

FOURNIER, F. **Climat et erosion; la relation entre l'erosion du sol par l'eau et les precipitations atmospheriques**. Presses Universitaires de France, Paris, France. Online: https://bit.ly/2L0sM2j, 1960.

FRANÇA. R. R. **Eventos Pluviais Extremos na Amazônia Meridional: Riscos e Impactos em Rondônia**. 2015. 186 f. Tese de Doutorado (Geografia). UFPR - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2015.

FREITAS, M. A. S. Aspectos a serem considerados quando de uma análise regional integrada de secas. **Revista Tecnologia**, (*s.l.*), v. 9; n. 17, p. 9-17, 1996.

FREITAS, M. A. S. Análise Estatística da Relação entre o Fenômeno do El-Niño e a Seca no Estado do Ceará, *In*: ENCONTRO DE INICIAÇÃO À PESQUISA, 3o. 1997. **Resumos**[...] Universidade de Fortaleza - UNIFOR.

FREITAS, M. A. S. A previsão de secas e a gestão hidroenergética: o caso da bacia do rio Parnaíba no Nordeste do Brasil. ***In***: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE REPRESAS Y OPERACIÓN DE EMBALSES, 2004, Puerto Iguazu. **Anais**[...] Puerto Iguazu: CACIER, 2004. p. 1, v. 1.

FROEHLICH, D. C. Short-duration-rainfall intensity equations for drainage design. **Journal of Irrigation and Drainage Engineering**, (*s. l.*), v. 119, n. 5, p. 814-828, 1993.

GABRIEL, K. R.; NEUMANN, J. A. Markov chain model for daily rainfall occurrences at Tel Aviv. **Quarterly Journal Royal Meteorological Society,** (*s. l.*), n. 88, p. 90-95, 1962.

GALATTO, S. L.; SOUZA, G. S.; BACK, Á. J. Index of rain aggressiveness and erosivity in different climate types in Brazil: Índice de agressividade e erosividade de chuvas nos diferentes tipos climáticos do Brasil. **Concilium**, (*s. l.*), v. 23, n. 6, p. 169-183. 2023. DOI: https://doi.org/10.53660/CLM-1119-23D28

GAGG, G. Aplicações do teste de Filliben para avaliação da normalidade de amostras. **Série em Geomática**, UFRGS, v. 2, p. 044-048, 2008.

GALVANI E.; LUCHIARI, A. Critérios para classificação de anos com regime pluviométrico normal, seco e úmido. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CLIMATOLOGIA GEOGRÁFICA, 6, Aracajú. **Anais**[...]. 2004, p.20-29, 2004.

GIBBS, W. J.; MAHER, J. V. **Rainfall deciles as drought indicators**. Melbourne: Commonwealth of Australia, 1967. 84 p. (Bureau of Meteorology. Bulletin, 48)

GLASBEY, C. A., COOPER, G., McGECHAN, M. B. Disaggregation of daily rainfall by conditional simulation from a point process model. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 165, p. 1-9, 1995.

GOCIC, M.; TRAJKOVIC, S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen´s slope estimator statistical tests in Serbia. **Global and Planetary Change**, (*s. l.*), v. 100, 2013, p. 72-182.

GOMEZ, A. A. Sistema IUM para determinación del uso y manejo de los suelos de ladera. **Cenicafé**, (*s. l.*), v. 26, n. 2, p. 72-86, 1975.

GONÇALVES, F. A.; SILVA, D. D.; PRUSKI, F. F.; CARVALHO, D. F.; CRUZ, E. S. Índices and spatialization of rainfall erosivity in Rio de Janeiro State, Brazil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental,** Campina Grande, v. 10, p. 269-276, 2006.

GOLBERT, F. D.; L'ASTORINA, H. C. Método de avaliação técnica para concessão de aditivos em contratos de obras públicas decorrentes de chuvas excepcionais. *In:* Simpósio Nacional de Auditoria de Obras Públicas – Cuiabá/MT, 14, 2011. **Anais**[...]. 2011. 11 p.

GRECO, J. A. S. **Cargas Rodoviárias e Tráfego, Construção de Estradas e Vias Urbanas**. 2012.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C; WALLIS, J. R Probability weighted moments definition and relation to parameters of several distributions expressable in inverse form. **Water Resources Research**, (*s. l.*), v. 15, n. 5, p.1 049-1054. 1979.

GRINGORTEN, I. I. A plotting rule for extreme probability paper. **Journal Geophysical Research**, (*s. l.*), v. 68, n. 3, p. 813-814, 1963.

GRUBBS, F.; BECK, G. Extension of sample sizes and percentage points for significance tests of outlying observations. **Technometrics**, (*s. l.*), v. 14, n. 4, p. 847-854, 1972.

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

HAYES, M. J.; SVOBODA, M. D.; WILHITE, D. A.; VANYARKHO, O. V. Monitoring the 1996 drought using the Standardized Precipitation Index. **Bulletin of the American Meteorological Society**, (*s. l.*), v. 80, p. 429-438, 1999

HAYES, M. J.; SVOBODA, M. D.; MURO, N. A.; WIDHALM, M. The Lincoln declaration on drought indices: universal meteorological drought index recommended. **Bulletin of the American Meteorological Society,** (*s. l.*), v. 92, p. 485-488, 2011.

HAYLOCK, M. R.; PETERSON, T. C.; ALVES, L. M.; AMBRIZZI, T.; ANUNCIAÇÃO, Y. M. T.; BAEZ, J.; BARROS, V. R.; BERLATO, M. A. M.; BIDEGAIN, M. A. M.; CORONEL, G.; CORRADI, V.; GARCIA, V. J.; GRIMM, A. M.; KAROLY, D.; MARENGO, J. A.; MARINO, M. B.; MONCUNILL, D. F.; NECHET, D.; QUINTANA, J.; REBELLO, E.; RUSTICUCCI, M.; SANTOS,

J. L.; TREBEJO, I.; VINCENT, L. A. Trends in total and extreme South American rainfall 1960-2000 and links with sea surface temperature. **Journal of Climate,** Boston, v. 19, p. 1490-1512, 2006.

HEIM, R. R. A review of twentieth: century drought indices used in the United States. **Bulletin of the American Meteorology Society**, Boston, v. 83, p. 1149-1163, 2002.
HENSEL, D. R.; HIRSCH, R. M. Statistical Methods in Water Resources. USGS, 2002. 510 p.

HICKMANN, C., ELTZ, F. L. F., CASSOL, E. A., COGO, C. M. Rainfall erosivity in Uruguaiana, Rio Grande do Sul, Brazil from 1963 to 1991 determined by the EI30 index. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, p. 825-831, 2008.

HOSKING, J. R. M. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics, **Journal of the Royal Statistical Society Statistical Methodological**, (*s. l.*), v. 52, p. 105–124, 1990.

HOSKING, J. R. M. **Fortran routines for use with the method of L-moments**. Version 3.04, Rep. No. RC 20525 (90933). IBM Research Division, T.J. Watson Research Center, Yorktown Heights, NY. 2005.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R.; WOOD, E. F. Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability-Weighted Moments, **Technometrics**, (*s.l.*), v. 27, n. 3, p. 251-261, 1985. DOI: doi.org/10.1080/00401706.1985.104880

HOSKING, J. R. M. **The theory of probability weighted moments**. Yorktown Heights (NY): IBM Research, 1986. Research Report RC 12210.

HUFF, F. A.; ANGEL, J. R. **Frequency Distributions of Heavy Rainstorms in Illinois**. Champaign, Illinois State Water Survey, 1989. 40 p., (Circular, 172).

IGLEWICZ, B.; HOAGLIN, D. The ASQC Basic References in Quality Control: Statistical Techniques. *In*: MYKYTKA, E. F. (ed.). **How to Detect and Handle Outliers.** ASQC Quality Press, Milwaukee, v. 16. 1993, 87 p.

INMET - INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. Disponível em: http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=clima/normaisclimatologicas. Acesso em: 16 fev. 2018

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA. **Normais Climatológicas do Brasil 1991-2020**. INMET: Brasília, 2022.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS/CPTEC Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos. **Informações sobre produtos de monitoramento climático mensal e sazonal das chuvas no Brasil na página do cptec/inpe.** 2014. 3 p.

IPCC - Climate Change 2013: **The Physical Science Basis**. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 2013. 1535 p.

ISLAM, S.; ENTEKHABI, D.; BRAS, R. L.; RODRIGUEZ-ITURBE, I. Parameter estimation and sensivity for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall. **Journal of Geophysical Research**, (*s. l.*), v. 95, n. 3, p. 2093-2100, 1990.

JENKINSON, A. F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements. **Quarterly Journal of Royal Meteorological Society**, (*s. l.*), v. 81, p. 58-171, 1955.

JERICEK, S. L.; MIKOŠ, M. Analysis of Rainfall Aggressiveness and Rainfall Erosivity in Slovenia. **Geophysical Research Abstracts**, (*s. l.*), v. 9, 02021, 2007.

KELMAN, J. Controle de Cheias e Aproveitamentos Hidroelétricos (RBE). **Revista Brasileira de Engenharia**, Rio de Janeiro, p 56-57, 1987.

KENDALL, M. G.; STUART, A. **The Advanced Theory of Statistics**: London, Charles Griffin & Company-High Wycombe: 1997. p. 400–401.

KHALIQ, M. N.; CUNNANE, C. Modeling point rainfall occurrences with the Modified Bart-Lewis Rectangular Pulses Model. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 180, p. 109-138, 1996.

KHALIQ, M. N.; OURDA, T. B.; GACHON, P.; SUSHAMA, L.; ST-HILAIRE, A. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 368, n. 1-4, p. 117-130, 2009.

KITIDAMRONGSUK, P. **Discriminating Between the Extended Exponential Geometric Distribution and the Gamma Distribution**. 2010. 104 f. Thesis (Doctor of Philosophy- Statistics) – National Institute of Development Administration, 2010.

KITE, G. W. **Frequency and risk analyses in Hydrology**. Fort Collins: Water resource publications. 1977. 224 p.

LAL, R. **Soil erosion in the tropics.** Principles & Management. New York: McGraw-Hill, Inc., 1990. 588p.

LANA, X.; BURGEÑO, A.; MARTÍNEZ, M. D.; SERRA, C. Statistical distributions and sampling strategies for the analysis of extreme dry spells in Catalonia (NE Spain). **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 324, n. 1-4, p. 94-114, 2006.

LI, X.; JIANG, F.; LI, L.; WANG, G. Spatial and temporal variability of precipitations concentration index, concentration degree and concentration period in Xinjiang, China. **International Journal of Climatology**, (*s. l.*), v. 31, p. 1679-1693, 2011.

LIMA, J. S. S.; SILVA, S. A.; OLIVEIRA, R. B.; CECÍLIO, R. A.; XAVIER, A. C. Variabilidade temporal da precipitação mensal em Alegre–ES. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 39, n.2, p. 327-332, 2008.

LIU Y.; YAN, J, CEN M. The relationship between Precipitation Heterogeneity and meteorological Drought/Flood in China. **Journal of Meteorological Researc,** (*s. l.*), v. 30, n. 5, p. 758-770, 2016.

LOBATO, E. J. V.; CABRAL, D. M.; ANDRADE,R.S. **Utilização da Distribuição Gama em Séries pluviométricas do município de Goiânia (GO)**. Goiânia: UFG, 2002. 70 p.

LOMBARDI NETO, F.; MOLDENHAUER, W. C. Rainfall erosivity - its distribution and relationship with soil loss at Campinas, state of São Paulo, Brazil. **Bragantia,** Campinas, v. 51, p. 189-196, 1992.

LUKIĆ, T.; LEŠČEŠEN, I.; SAKULSKI, D.; BASARIN, B.; JORDAAN, A. Rainfall erosivity as an indicator of sliding occurrence along the southern slopes of The Bačka Loess Plateau: A case study of the Kula Settlement, Vojvodina (North Serbia**). Carpathian Journal of Earth and Environmental Sciences**, (*s. l.*), v. 11, n. 2, p. 303-318, 2016.

MANGARAJ, A. K.; SAHOO, L. N.; SUKLA, M. K. A Markov chain analysis of daily rainfall occurrence at western Orissa of India. **Journal of Reliability and Statistical Studies**, (*s. l.*), v. 6, n. 1, p. 77-86, 2013.

MANIÇOBA, R. M.; SOBRINHO, J. E.; GUIMARÃES, Í. T.; JUNIOR. E. G. C.; SILVA. T. T. F.; ZONTA, J. H. Índice de anomalias de chuva para diferentes mesorregiões do Estado do Rio Grande do Norte. **Revista Brasileira de Geografia Física**, (*s. l.*), v. 10, p. 1110-1119, 2017.

MARENGO, J. A.; VALVERDE, M. C. Caracterização do clima no Século XX e Cenário de Mudanças de clima para o Brasil no Século XXI usando os modelos do IPCC-AR4. **Revista Multiciência,** (*s. l.*), n. 8, p. 5-28, 2007.

MARENGO, J. A.; RUSTICUCCI, M.; PENALBA, O.; RENOM, M. An Intercomparison of observed and simulated extreme rainfall and temperature events during the last half of the twentieth century: part 2: Historical Trends. Climatic Change, (*s. l.*), v. 98, p. 509–529, 2010.

MARTÍN-VIDE, J. Spatial Distribution of a daily precipitation concentration index in Peninsular Spain. **International Journal of climatology**, (*s. l.*), v. 24, p. 959-971, 2004.

MARTIN-VIDE, J. **El tiempo y el clima**. Valant: Rubes, 2003, 127 p.

MARTINS, D.; CASSOL, E. A.; ELTZ, F. L. F.; BUENO, A. C. Erosividade e padrões hidrológicos das chuvas de Hulha Negra, Rio Grande do Sul, Brasil, com base no

período de 1956 a 1984**. Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v. 15, n. 1, p. 29-38, 2009.

MATTOS, A. D. **O Impacto das Chuvas no Planejamento**. S Paulo: Editora Pini LTDA, 2015.

MAZURANA, J.; CASSOL, E. A.; SANTOS L. C.; ELTZ, F. L. F.; BUENO, A. C. Erosividade, padrões hidrológicos e período de retorno das chuvas erosivas de Santa Rosa (RS). **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 13, p. 975-983, 2009.

MCKEE, T. B., DOESKEN, N. J., KLEIST, J. The relationship of drought frequency and duration to the time scales. *In*: CONFERENCE ON APPLIED CLIMATOLOGY, 8, 1993, Anaheim, California. **American Meteorological Society**, (*s. l.*), p. 1-6, 1993.

MELLO, C. R.; SÁ, M. A. C.; CURI, N.; MELLO, J. M.; VIOLA, M. R. Erosividade mensal e anual da chuva no Estado de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 42, p. 537-545, 2007.

MELLO, C. R.; VIOLA, M. R.; CURI, N.; SILVA, A. M. Distribuição espacial da precipitação e da erosividade da chuva mensal e anual no estado do Espirito Santo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, p. 1878-1891, 2012.

MENDES, L. A. **Análise dos critérios de outorga de direito de usos consuntivos dos recursos hídricos baseados em vazões mínimas e em vazões de permanência**. 2007. 189 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia) – Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, 2007.

MENDES, O.R. **Influência das Chuvas em Obras de Engenharia**. 2006.

MESQUITA, W. O.; GRIEBELER, N. P.; CORRECHEL, V. Sequências de dias chuvosos: fator de risco a colheita em Goiás. **Engenharia Agrícola**, (*s. l.*), v. 33, n. 3, p. 463-474, 2013.

MICHIELS, P.; GABRIELS, D.; HARTMANN, R. Using the seasonal and temporal precipitation concentration index for characterizing the monthly rainfall distribution in Spain. **Catena**, (*s. l.*), v. 19, n. 1, p. 43-58, 1992.

MILLINGTON, N.; DAS, S.; SIMONOVIC, S. P. **The Comparison of GEV, Log-Pearson Type 3 and Gumbel Distributions in the Upper Thames River Watershed under Global Climate Models**. The University of Western Ontario – Canada, 2011. 52 p. (Report n. 77).

MIR, J. **Dias de chuva**, Equipe De Obra Ed. 42, Novembro 2011. Disponível em: http:// equipedeobra.pini.com.br/construcao-reforma/42/dias-de-chuva-entenda-como-os-periodos-de-chuva-242128-1.aspx. Acesso em: 10 fev. 2015.

MONTEIRO, L. A.; SENTELHAS, P. C.; PIEDADE, S. M. S. Probabilidade de sequência de dias trabalháveis com máquinas como subsídio ao planejamento de operações agrícolas na região de Piracicaba, SP. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 17, Guarapari(ES), **Anais[...].** 2001, Sbagro, Santa Maria, p. 1-5.

MONTEIRO, M. A.; FURTADO, S. M. A. O clima no trecho Florianópolis – Porto Alegre: uma abordagem dinâmica. **Geosul**, Florianópolis, n. 19/20, p. 116-133, 1995.

MORAIS, L. F. B.; SILVA, V.; NASCHENVENG, C.; HARDOIN, P. C.; ALMEIDA, J. E. L.; WEBER, O. L. S.; BOEL, E.; DURIGON, V. Índice EI30 e sua relação com o coeficiente de chuva do sudoeste do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 15, p. 339-344, 1991.

MORENO, H. G. Estadisticas de Ia sequia en Colombia. **Atmosfera**, Santafe de Bogota, Colombia, n. 22, p. 67-70, 1994.

MOSTER, C.; LIMA, W. P.; ZAKIA, M. J. B; CÂMARA, C. D. **Determinação do ano hidrológico visando a quantificação do balanço hídrico em microbacias experimentais**. IPEF. 7 p, 2003. (Circular Técnica n° 197).

MUHAMMAD, F.; NABI, G. Markov chain model for rainfall occurrence in Pakistan. **Journal of Islamic Academy of Sciences***, (s. l.),* v. 4. p. 173-178, 1991.

MULLER, C. J.; O'GORMAN P. A.; BACK L. E. Intensification of precipitation extremes with warming in a cloud-resolving model. **Journal of Climate,** (*s. l.*)**, v. 24, p. 2784–2800,** 2011.

NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. 600 p.

NAMITHA, M. R.; VINOTHKUMAR, V. Development of empirical models from rainfall-intensity-duration-frequency curves for consecutive days maximum rainfall using GEV distribution. **Journal of Pharmacognosy and Phytochemistry**, (*s. l.*)**,** v. 8, n. 1, p. 2705-2709, 2019.

NATIVIDADE, U. A.; GARCIA, S. R.; TORRES, R. R. Tendência dos Índices de Extremos Climáticos Observados e Projetados no Estado de Minas Gerais**. Revista Brasileira de Meteorologia**, Curitiba, v. 32, n. 4, p. 600-614, 2017.

NERY, J. T.; CARFAN, A. C.; MARTIN-VIDE, J. Analysis of rain variability using the daily and monthly concentration indexes in Southeastern Brazil. **Atmospheric and Climate Sciences,** v. 7, p. 176-190, 2017.

NÓBREGA, R. S.; FARIAS, R. F. L.; SANTOS, C. A. C. Variabilidade temporal e espacial da precipitação pluviométrica em Pernambuco através de índices de extremos climáticos. **Revista Brasileira de Meteorologia**, Curitiba, v. 30, p. 171-180, 2015.

NOBRE, C. A.; YOUNG, A. F.; SALDIVA, P.; MARENGO, J. A.; NOBRE, A. D.; JUNIOR, S. A.; SILVA, G. C. M.; LOMBARDO, M. **Vulnerabilidade das Megacidades Brasileiras às Mudanças Climáticas: Região Metropolitana de São Paulo**. 2010. 32 p. Sumário Executivo

OLADIPO, E. O. A comparative performance analysis of three meteorological drought indices. **Journal of Climatology,** Chichester, v. 5, n. 6, p. 55-664, 1985.

OLIVEIRA. P. T. S.; WENDLAND, E.; NEARING, M. A. Rainfall erosivity in Brazil: A review. **Catena**, (*s. l.*), v. 100, p. 139-147, 2012

OLIVEIRA, P. T. S.; RODRIGUES,D. B. B.; ALVES SOBRINHO T.; CARVALHO, D. F.; PANACHUKI, E. Spatial variability of the rainfall erosive potencial in the State of Mato Grosso do Sul, Brazil. **Engenharia Agrícola**, (*s. l.*), v. 32, p. 69-79,2011.

OLIVEIRA Jr., R. C. **Índice de Erosividade das Chuvas na Região de Conceição do Araguaia, Pará.** Belém: EMBRAPA-CPATU. 1996. 20 p.

OLIVEIRA Jr., R. C.; MEDINA, B. F. A erosividade das chuvas em Manaus (AM). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 14, p. 235-239, 1990.

OLIVER, J. E. Monthly precipitation distribution: A comparative index. **The Professional Geographer**, (*s. l.*), v. 32, p. 300-309, 1980.

PAPALEXIOU, S. M.; KOUTSOYIANNIS, D. Battle of extreme value distributions: a global survey on extreme daily rainfall. **Water Resources Research**, (*s. l.*), v. 49, p. 1-15, 2013.

PEÑALVA-BAZZANO, M. G.; ELTZ, F. L. F.; CASSOL, E. A. Erosividade, coeficiente de chuva, padrões e período de retorno das chuvas de Quaraí, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 1205-1217, 2007.

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

PEREIRA, D. C.; DUARTE, L. R.; SARMENTO, A. P. Determinação da curva de intensidade, duração e frequência do município de Ipameri – Goiás. **Revista Eletrônica de Engenharia Civil**, (*s. l.*), v. 3, n. 2, p. 233-245, 2017.

PEREIRA, H. H. **Índice de erosividade de chuvas: distribuição e relações com a precipitação em Piracicaba (SP). Piracicaba, SP.** 1983. 70 f. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição. 1983.

PETERSON, T. C. Climate change indices. **World meteorological Organization Bulletin**, (*s. l.*), v. 54, p. 83-86, 2005.

PETTITT, A. N. A non-parametric approach to the change point problem. **Applied Statistics**, London, v. 28, n. 2, p. 126-135, 1979.

PIRES, A. S. **Planejamento De Obras Rodoviárias Rodoanel – Trecho Sul – Lote 4**. 2007.

PIZARRO, F. **Drenage Agrícola y Recuperación de Suelos Salinos**. Madrid: Editora Agrícola Espanhola, 1978. 525 p.

PIZARRO, R.; CORNEJO, F.; GONZÁLEZ, C.; MACAYA, K.; MORALES, C. Análisis del comportamiento y agresividad de las precipitaciones en la zona central de Chile. **Tecnología y Ciencias del Agua**, (*s. l.*), v. 23, n. 2, p. 91-109, 2008.

PUNYAWARDENA, B. V. R.; KULASIRI, D. On development and comparative study of two Markov models of rainfall in the dry zone of Sri Lanka. *In*: JOINT INTERNATIONAL CONFERENCE ON AGRICULTURAL ENGINEERING AND TECHNOLOGY, 1997. **Proceedings**[...]. Dhaka: ASAE. p. 232-238.

PURICELLI, M. Rainfall extremes modeling under shortage of data and uncertainty in the Pampean region (Argentina). **Cuadernos de Investigación Geográfica**, (*s. l.*), v. 44, n. 2,: p. 719-742, 2018.

QUADROS, L. E.; QUEIROZ, M. M. F.; VILAS BOAS, M. A. Distribuição de frequência e temporal de chuvas intensas**. Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 33, n. 3, p. 401-410, 2011.

RAMIREZ-ORTIZ, F. A.; HINCAPIÉ-GÓMEZ, E.; SADEGHIAN-KHALAJABADI, S.; PÉREZ-GÓMEZ, U. Erosividad de las lluvias en la Zona Cafetera Central y Occidental del Departamento de Caldas. **Cenicafé**, Manizales, v. 58, n. 1, p. 40-52, 2007.

RAMOS, P. L.; MOALA, F. A. A aplicação da distribuição Exponencial Geométrica Estendida para modelagem de dados pluviométricos. **Revista Brasileira de Meteorologia**, (*s. l.*), v. 29, n. 4, p. 613-620, 2014.

RANGEL, E. M.; HARTWIG, M. P. Análise das curvas de intensidade-duração-frequência para a cidade de Pelotas através de uma função de desagregação. **Revista Thema**, Pelotas, v. 14, n. 2, p. 63-77, 2017.

RAO, A. R.; HAMED, K. H. **Flood frequency analysis**. New York: CRC Press, 2000. 376 p.
RAO, D. V. Log Pearson Type 3 Distribution: Method of Mixed Moments. **Journal of Hydraulics Division**, (*s. l.*), v. 106, n. 6, p. 999-1019, 1980.

RASHID, M. M.; FARUQUE, S. B.; ALAM, J. B. Modelling of Short Duration Rainfall Intensity Duration Frequency (SDR-IDF) equation for Slyhet city in Bangladesh, ARPN. **Journal of Science and Technology**, (*s. l.*), v. 2, n. 2, p. 92-95, 2012.

RAVINDRANAN, C. D.; DANI, R. G. Markov based models for weather spells – A case study. **Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics**, (*s. l.*), p. 285-297, 1993.

REDMOND, K. T. The depiction of drought: a commentary. **Bulletin of the American Meteorological Society**, (*s. l.*), v. 83, p. 1143-1147, 2002.

REGOTO, P.; DERECZYNSKI, C.; SILVA, W. L.; SANTOS, R.; CONFALOMIERI, U. Tendências de Extremos de Precipitação para o Estado do Espírito Santo**. Anuário do Instituto de Geociências**, (*s. l.*), v. 41, n.1, p. 365-381, 2018.

RENARD, K. G.; FOSTE, G. R.; WEESIES, G. A.; McCOOL, D. K; YODER, D. C. **Predicting soil erosion by water: a guide to conservation planning with the Revised Universal Soil Loss Equation (RUSLE)**. U.S. Department of Agriculture, 404 p., 1997.

REPELLI, C. A.; FERREIRA, N. S.; ALVES, J. M. B.; NOBRE, C. A. Índice de anomalia de precipitação para o Estado do Ceará. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA E CONGRESSO DA FLISMET, 8., 1998, Brasília, DF. **Anais**[...]. Brasília, DF: FLISMET, 1998.

RODRIGUES, J. O.; ANDRADE, E. M.; OLIVEIRA, T. S.; LOBATO, A. O. Equações de Intensidade-duração-frequência de chuvas para as localidades de Fortaleza e Pentecoste, Ceará. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 9, n. 4, p. 511-519, 2008.

RODRIGUEZ-ITURBE, I. Scale of fluctuation of rainfall models. **Water Resources Research.,** (*s. l.*), v. 22, n. 9, p. 62-73, 1988.

RODRIGUEZ-ITURBE, I. Some models for rainfall based on stochastic point process. Proc. R. Soc., London, v .10, p. 45-51, 1987.

ROQUE, C. G.; CARVALHO, M. P.; PRADO, R. M. Fator erosividade da chuva de Piraju (SP): distribuição, probabilidade de ocorrência, período de retorno e correlação com o coeficiente de chuva, **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, p. 147-156, 2001.

ROOY, M. P. V. A rainfall anomaly index independent of time and space. **Notos**, (*s. l.*), v. 14, p. 43-48, 1965.

RUFINO, R. L.; BISCAIA, R. C. M.; MERTEN, G. H. Determinação do potencial erosivo da chuva do estado do Paraná, através da pluviometria: terceira aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 17, p 439-44, 1993.

SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, Curitiba, v. 23, n. 3, p. 341-346, 2008.

SANT ANA, W. O.; BACK, Á. J. Tendência do aumento de chuvas e suas implicações na estabilidade de encostas no Sul de Santa Catarina. **Revista Tecnologia e Ambiente**, (*s. l.*), v. 25, p. 95-109, 2019.

SANT´ANNA NETO, J. L. **As chuvas no Estado de São Paulo: contribuição ao estudo da variabilidade e tendência da pluviosidade na perspectiva da análise geográfica**. 1995. Tese (Doutorado em Geografia Física) – Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas - Universidade de São Paulo. 1995.

SANTO, J. F.; PORTELA, E. M. Caracterização de secas em bacias hidrográficas de Portugal Continental: aplicação do índice de precipitação padronizado, SPI, a séries de precipitação e de escoamento, *In*: CONGRESSO DE ÁGUA, 10, 2010. **Anais[**....]. APRH, Alvor, Portugal, 2010.

SANTOS, R. A. Cálculo da chuva intensa pelo método das Isozonas para cidades do estado da Paraíba. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental**, (*s. l.*), v. 19, n. 2, p. 1334-1343, 2015.

SANTOS, C. N. **El Niño, La Niña e a erosividade das chuvas no estado do Rio grande do Sul**. 2008. 138 f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Faculdade de Agronomia Eliseu Maciel, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2008.

SANTOS, B. C.; RUEZZENE, C. B.; SOUZA, P. H. Análise do comportamento das chuvas por diferentes índices climáticos, no município de Itirapina/SP. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 30, p. 48-68, 2022.

SÃO PAULO. Secretaria Municipal de Desenvolvimento Urbano. **Manual de drenagem e manejo de águas pluviais: aspectos tecnológicos, diretrizes para projetos**. São Paulo: SMDU. 2012,130 p.

SARRICOLEA, P.; MARTIN-VIDE, J. Spatial analysis of rainfall daily trends and concentration in Chile. **Investigaciones Geográficas**, v. 47, p. 53-66, 2014.

SCHWAB, G. O.; FREVERT, R. K.; EDMINSTER, T. W; BARNES, K. K. **Soil and Water Conservation Engineering**. 3 Edition. New York: John Wiley and Sons, 1981. 525p

SENA, J. P. O. S; MORAIS NETO, J. M. LUCENA, D. B. Variabilidade da precipitação em Sumé e São João Do Cariri e suas consequências na agropecuária. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 25, p. 278-293, 2019.

SENSOY, S.; PETERSON, T. C.; ALEXANDER, L. V.; ZHANG, X. Enhancing middle east climate change monitoring and indexes. **American Meteorological Society**, (*s. l.*), p. 1249-1254, 2007.

SEVRUK, B.; GEIGER, H. Selection of distribution types for extremes of precipitation. **WMO Operational Report**, n. 15, 1981. 64 p.

SHAW, E. M. **Hydrology in practice**. 4th. ed. Spon Press (Taylor and Francis), 2010.

SILVA, B. M.; MONTENEGRO, S. M. GL.; SILVA, F. B.; ARAÚJO FILHO, P. F. Chuvas intensas em localidades do estado de Pernambuco. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, (*s. l.*), v. 17, n. 3, p. 135-147, 2012.

SILVA, C. B.; OLIVEIRA, L. F. C. Relação intensidade-duração-frequência de chuvas extremas na região Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. *20*, p. 267-283, 2017.

SILVA, M. A. V.; FERREIRA, W. P. M.; ANDRADE, V. M. S. A.; ARAUJO, S. G. A. Época de semeadura do milho para a região de Sete Lagoas, MG, baseada na probabilidade de ocorrência de períodos secos e chuvosos. **Revista Ceres,** Piracicaba**,** v. 5, n. 4, p. 454-459, 2010.

SILVA, M. M.; FERREIRA, V. O.; ÁVILA, D. M. Análise de tendências e extremos pluviométricos na Região Hidrográfica do Rio São Francisco. Estudo Geográficos: **Revista Eletrônica de Geografia**, (*s. l.*), v. 19, n. 3, p. 127-149, 2021.

SILVA, A. M. Rainfall erosivity map for Brazil. **Catena**, v. 57, p. 251–259, 2004.

SILVA, R. B.; IORI, P.; ARMESTO, C.; BENDINI, H. N. Assessing rainfall erosivity with artificial neural networks for the Ribeira Valley, Brazil. International Journal of **Agronomy**, (*s. l.*), 2010. DOI: 10.1155/2010/365249. 7p.

SILVA, M. L. N.; FREITAS, P. L.; BLANCANEAUX, P; CURI, N. Rainfall erosivity indices in the Goiânia region, Goiás state, Brazil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, p. 977-985, 1997.

SILVA, R. B., IORI, P., SILVA, F. A. M. Proposition and compare of equations to estimate the rainfall erosivity in two cities of São Paulo State. **Irriga**, (*s. l.*), v. 14, p. 533-547, 2009.

SILVA, J. R. C.; DIAS, A. S. A erosividade das chuvas em Fortaleza (CE): II. Correlação com o coeficiente de chuva e atualização do fator R no período de 1962 a 2000. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 2, p. 47-354, 2003.

SILVA, J. R. C.; HELDWEIN, A. B.; MARTINS, F. B.; TRENTIN, G.; GRIMM, E. L. Análise de distribuição de chuva para Santa Maria, RS. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 11, n. 1, p. 67-72, 2007.

SILVESTRE, M.; SANT`ANNA NETO, J. L.; FLORES, E. Critérios estatísticos para definir anos padrão: uma contribuição à climatologia geográfica. **Revista Formação**, (*s. l.*), n. 20, v. 2, p. 23-53, 2013.

SIMÕES, Y. S.; SILVA, E. H. B. C.; ARAÚJO, H. A. Rainfall zoning of Bahia State, Brazil: an update proposal. **Ambiente & Água**, (*s. l.*), v. 13, n. 1, 2018.

SIQUEIRA, B.; TEIXEIRA NERY, J. Spatial and temporal variability of precipitation concentration in northeastern Brazil . **Investigaciones Geográficas**, (*s. l.*), n. 104, 2021.

SIQUEIRA, B. **Estimativas de índices de chuva para o Estado de São Paulo**. 2016. Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Geociências. Campinas, 2016.

SKANSI, M. M.; BRUNET, M.; SIGRÓ, J.; AGUILAR, E.; GROENING, J. A. A.; BENTANCUR, O. J.; ROJAS, C. O. Warming and wetting signals emerging from analysis of changes in climate extreme indices over South America. Global and Planetary Change, (*s. l.*), v. 100, p. 295-307, 2013.

SOUZA, A.; OLIVEIRA, C. R.; LAURETTO, M. Modelo para estimar o número de dias trabalháveis com tratores agrícolas. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 7., 1992, São Paulo. **Anais**[...]. SBMET, Rio de Janeiro, 1992. p. 1.6.

STEDINGER, J. R.; VOGEL, R. M.; FOUFOULA-GEORGIOU, E. Frequency analysis of extreme events. *In*: **Handbook of Applied Hydrology**, Mc-Graw Hill, D. Maidment (ed.), McGraw-Hill: N. Y. 1993.

STERN, R. D.; COE, R. The use of rainfall models in agricultural planning. **Agricultural Meteorology**, (*s. l.*), n. 26, p. 35-50, 1982.

STERN, R. D.; COE, R. **A model fitting analysis of daily rainfall data**. Statist, Soc. A, part 1,1984. p. 1-34.

SUMNER, G.; HOMAR, V.; RAMIS, C. Precipitation seasonality in eastern and southern coastal Spain. **International Journal of Climatology,** (*s. l.*), v. 21, p. 219-247, 2001.

SUNDARARAJ, N.; RAMACHANDRA, S. Markov dependent geometric models for weather spells and weather cycles – A study. **Indian Journal of Meteorological Hydrology and Geophysics**, (*s. l.*), v. 26, n. 2, p. 221-226,1975.

SZILAGYI, J.; IRIMUS, I. A.; TOGANEL, C.; SZILAGYI, E. Rainfall aggressiveness evaluation in Reghin Hills using Fournier Index. ***Riscuri Şi catastrofe***, (*s. l.*), NR. XV, v. 18, NR. 1/2016, 2016.

THOM, H. C. S. A frequency distribution for precipitation, B. **Am. Meteorol. Soc**., (*s. l.*), v. 32, p. 397, 1951

TSITSAGI, M.; BERDZENISHVILI, A.; GUGESHASHVILI, M. Spatial and temporal variations of rainfall-runoff erosivity (R) factor in Kakheti, Georgia. **Annals of Agrarian Science,** (*s. l.*), v. 16, n. 2, p. 226-235, 2018.

TUCCI, C. E. M. **Regionalização de Vazões**. Porto Alegre. Editora UFRGS. 2002. 256 p.

TUCCI, C. E. M; GOLDENFUM, J. A.; BERTONI, J. C.; LOVATEL, R.; TROVISCAL, A. P.; ALVES, C. A.; KREBS, C. M.; SOUZA, P. C.; FROES, F. **Regionalização de vazões do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: IPH/UFRGS.1991.

TUCCI, C. E. M. **Hidrologia – Ciência e Aplicação**. Porto Alegre. Editora da Universidade. ABRH, 2015. 943 p.

TUKEY, J. W. The future of data analysis. **Annals of Mathematical Statistics**, (*s. l.*), v. 33, n. 1, p. 21-24, 1962.

UNITED STATES OF AMERICA. WASHINGTON: DEPARTAMENT OF DEFENSE**. Handbook Reliability Growth Management.** MIL-HDBK-00189A. 1981. 403 p.

UNITED STATES WEATHER BUREAU. **Rainfall frequency Atlas of the United States**, Washington, D. C. 1961. (Technical Paper, n. 40)

UNITED STATES WATER RESOURCES COUNCIL. **Guidelines for determining flood-flow frequency**: Washington, U.S. Government Printing Office, Bulletin 17. 1976.

UNITED STATES WATER RESOURCES COUNCIL (USWRC), **Guidelines for determining flood flow frequency**, Washington .1981. Bulletin 17B

VALVERDE, M. C.; CARDOSO, A. O. BRAMBILA, R. O padrão de chuvas na região do ABC Paulista: os extremos e seus impactos. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 22, p. 165-187, 2018.

VARGAS, M. M.; BESKOW, S.; CALDEIRA, T. L.; MELLO, C. R.; FARIA, L. C.; GUEDES, H. A. S.; CUNHA, Z. A.; MINKS, D. N.; KERSTNER, L.; MORTEO, D. S. R., ROSA, E. M.; LUZ, E. P. Análise de constantes de desagregação de chuva diária no estado do Rio Grande do Sul. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICO, 21, 2015. **Anais**[...], Porto Alegre: ABRH. 2015. p. 1-8.

VEGA, M. B.; FLEBES, J. M. La agresividad de la lluvia en areas rurales de la provincia de La Habana como factor de presion en la sostenibilidad agroambiental. *In*: SEMINARIO INTERNACIONAL DE COOPERACIÓN Y DESARROLLO EN ESPACIOS RURALES IBEROAMERICANOS*, 2º.,* 2008*.*

VIRGENS FILHO, J. S.; CATANEO, A. Modelo computacional para simulação da radiação solar global diária. **Energia na Agricultura**, (*s. l.*), v. 14, n. 2,. P .24-36, 1999.

VIVEKANANDAN, N. Comparison of EV1 and EV2 distributions for extreme value analysis of rainfall, temperature and wind speed. **International Journal of Exploring Emerging Trends in Engineering (IJEETE)**, (*s. l.*), v. 2, p. 210-218, 2015a.

WALSH, R. P. D; LAWLER, D. M. Rainfall seasonality: description, spatial patterns and change through time. **Weather**, (*s. l.*), v. 36,n. 7, p. 201-208, 1981.

WANG, W.; XING, W.; YANG, T.; SHAO, Q.; PENG, S.; YU, Z. Characterizing the changing behaviors of precipitation concentration in the Yangtze River Basin, China. **Hydrological Processes**, v. 27, n. 4, p. 335-3393, 2013.

WICHT, C. L. Determination of the effects of watershed management of mountains stream. **Transactions of American Geophysical Union**, (*s. l.*), p. 594-606. 1943

WEIBULL, W. A statistical theory of strength of materials. **Ing. Vet. Ak. Handl.,** Stockolm, 151. 1939.

WILHITE, D. A. Drought. *In*: HOLTON, J. A.; PYLE, C.; CURRY, J. A. (ed.).**Encyclopedia of atmospheric science**. New York: Elsevier, p. 650-658. 2003

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences**. London: Academic Press, 2006. 627 p

WALTRICK, P. C.; MACHADO, M. A. D. M.; DIECKOW, J.; OLIVEIRA, D. Estimativa da erosividade de chuvas no estado do Paraná pelo método da pluviometria: atualização com dados de 1986 a 2008. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 39, p. 256-267, 2015.

WAYMIRE, E. E.; GUPTA, V. J. The Mathematical Structure of Rainfall Representatione, Part 1, A Review of the Stochastic Rainfall Models. **Walter Resources Research**, (*s. l.*), p. 1261-1272, 1981.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. Rainfall energy and its relationship to soil loss. **Transactions of the American Geophysical Union**, (*s. l.*), v. 39, p. 285-91, 1958.

WISCHMEIER, W. H. A rainfall erosion index for a universal soil-loss equation. **Soil Sciece Society of America Proceedings**, (*s. l.*), v. 23, p. 246-249, 1959.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting rainfall erosion losses: a guide to conservation planning**. U.S Department of Agriculture, Agr. Handbook, 537:1-58, 1978.

WMO. **Report on drought and countries affected by drought during 1974-1985**. Geneva, World Meteorological Organization. 1986. Tech. rept.

WMO. **Drought and agriculture**. WMO Tech. Note 138, 1975. 127 p.

WU, H.; HAYES, M. J.; WEISS, A.; HU, Q. An evaluation of the Standardized Precipitation Index, The China-Z Index and the Statistical Z-Score.International **Journal of Climatology**, (*s. l.*), v. 21, n. 6, p. 745-758, 2001.

XAVIER, T. M. B. S.; SILVA, J. F.; REBELLO, E. R. G**. A técnica dos quantis e suas aplicações em meteorologia, climatologia e hidrologia, com ênfase para as regiões brasileiras**. Brasília, Editora de Brasília Ltda, 2002. 140 p.

XIE, Z. Q.; DU, Y.; JIANG, A. J.; DING, Y. G. Climatic trends of different intensity heavy precipitation events concentration in China. **Journal of Geographical Sciences**, (*s. l.*), v. 15, p. 459-465, 2005.

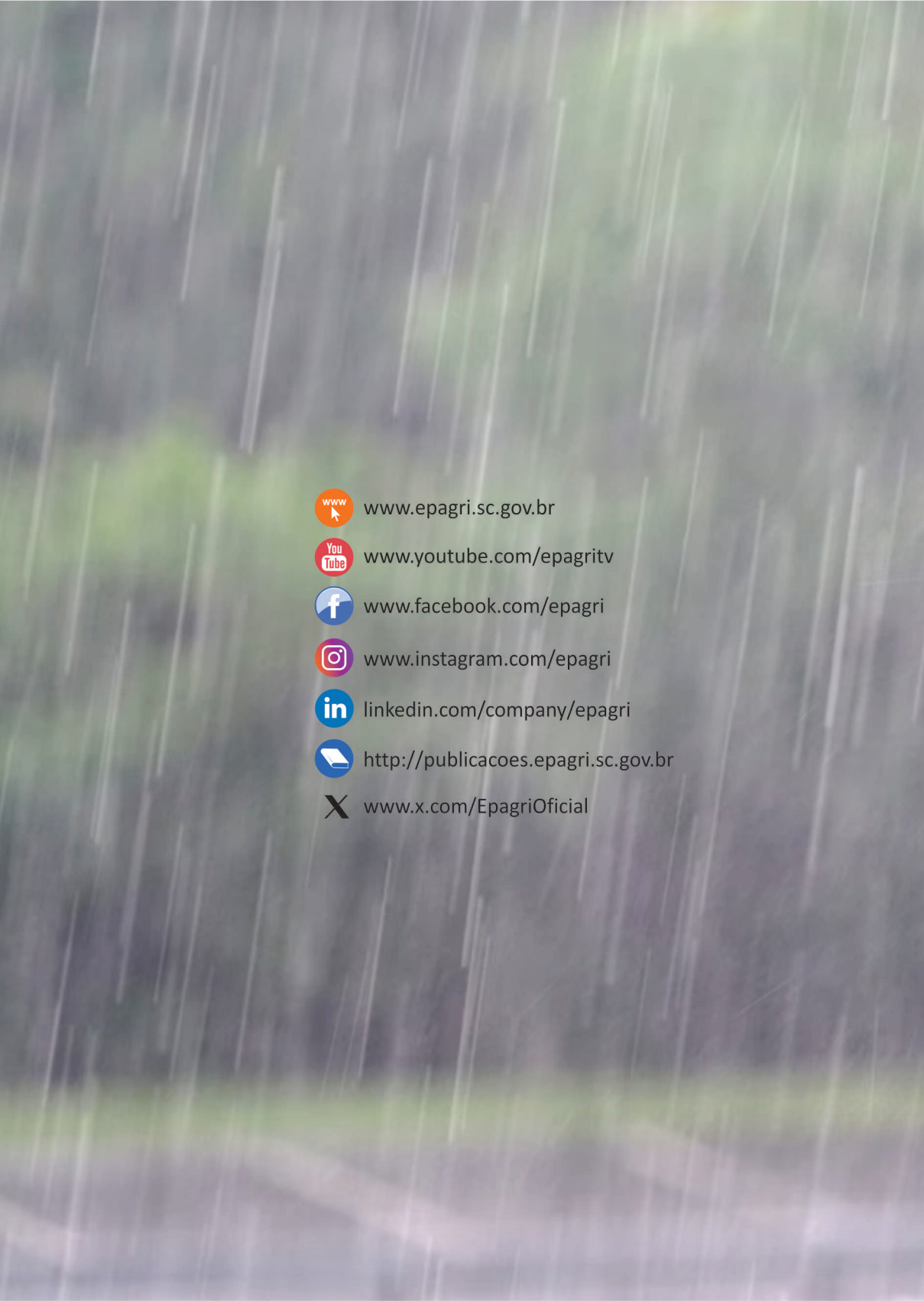
YEVJEVICH, V. Probability and statistics in hydrology. **Water Resources Publication**, (*s. l.*), v. 4, n. 2. p. 103-107. 1972.

YIN, S.; XIE, Y.; LIU, B.; NEARING, M. A. Rainfall erosivity estimation based on rainfall data collected over arrange of temporal resolutions. **Hydrology and Earth System Sciences**, (*s. l.*), v. 19, p. 4113-4126, 2015.

YUE, S.; PILON, P.; CAVADIAS, G. Power of the Mann-Kendall and spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. **Journal of Hydrology**, (*s. l.*), v. 259, n. 1-4, p .254-271, 2002.

ZUFFO, A. C. Equações de chuvas são eternas? *In*: CONGRESSO LATINO AMERICANO DE HIDRÁULICA, 21º., 2004. **Anais**[...].

ZHANG, L.; QIAN, Y. Annual distribution features of precipitations in China and their interannual variations. **Journal of Meteorological Research**, (*s. l.*), v. 17, n.2, p. 146-163, 2003.



www.epagri.sc.gov.br

www.youtube.com/epagritv

www.facebook.com/epagri

www.instagram.com/epagri

linkedin.com/company/epagri

http://publicacoes.epagri.sc.gov.br

www.x.com/EpagriOficial