

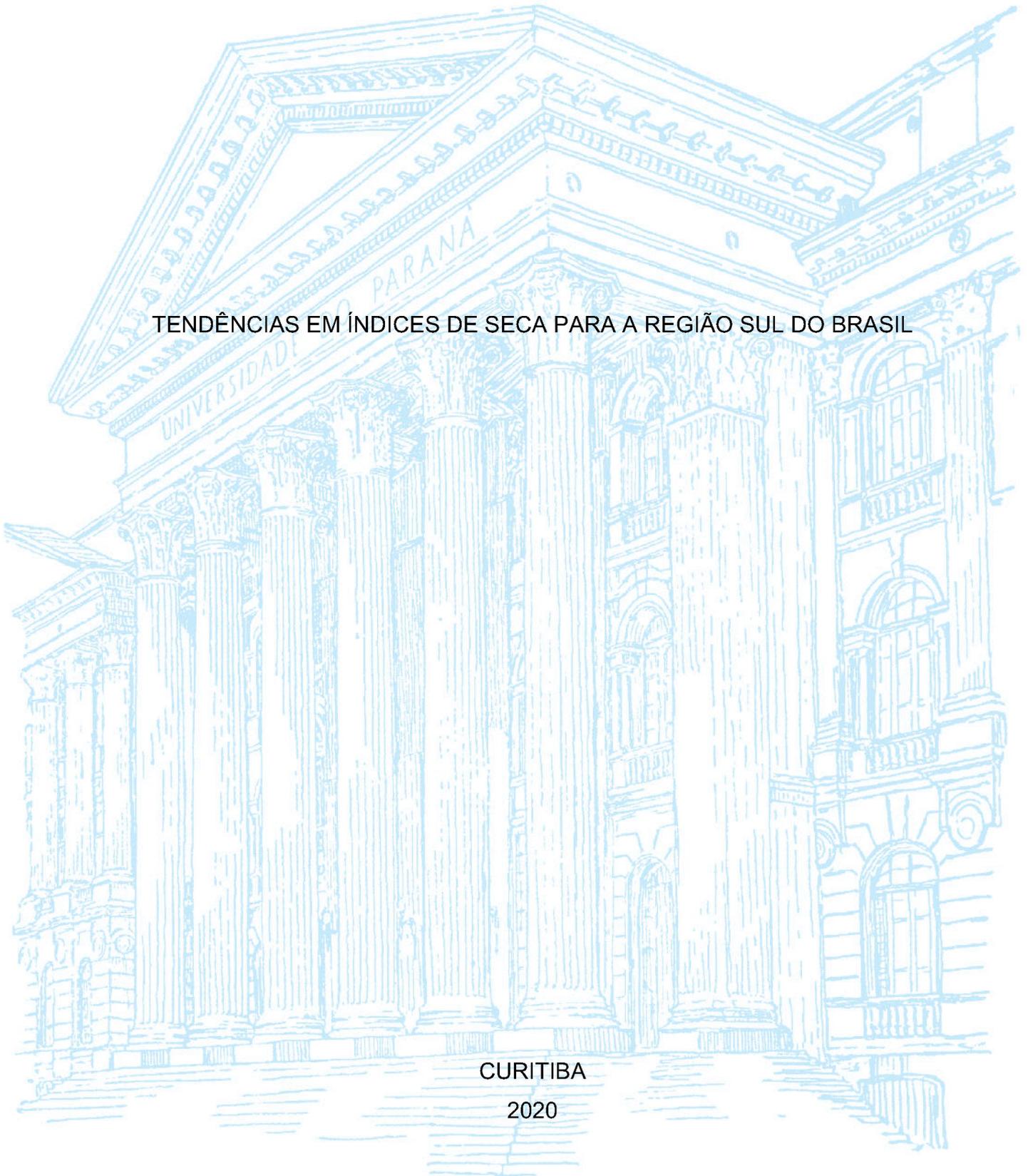
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

BRUNO HENRIQUE TONÁ JULIANI

TENDÊNCIAS EM ÍNDICES DE SECA PARA A REGIÃO SUL DO BRASIL

CURITIBA

2020



BRUNO HENRIQUE TONÁ JULIANI

TENDÊNCIAS EM ÍNDICES DE SECA PARA A REGIÃO SUL DO BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental, Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental.

Orientadora: Profa. Dra. Miriam Rita Moro Mine

CURITIBA

2020

Juliani, Bruno Henrique Toná

Tendências em índices de seca para a região sul do Brasil / Bruno Henrique Toná Juliani. - Curitiba, 2020.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná. Setor de Tecnologia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental - (Produção Vegetal).

Orientadora: Miriam Rita Moro Mine

1. Precipitação (Meteorologia) - Probabilidades. 2. Secas – Brasil, Sul. 3. Previsão hidrológica. 4. Hidrologia - Métodos estatísticos. 5. Análise de séries temporais. I. Mine, Miriam Rita Moro. III. Título. IV. Universidade Federal do Paraná.

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA DE RECURSOS HÍDRICOS E AMBIENTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **BRUNO HENRIQUE TONÁ JULIANI**, intitulada: **TENDÊNCIAS EM ÍNDICES DE SECA PARA A REGIÃO SUL DO BRASIL**, sob orientação da Profa. Dra. MIRIAM RITA MORO MINE, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de Mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

Curitiba, 21 de Fevereiro de 2020.



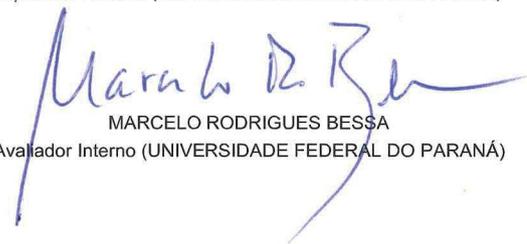
MIRIAM RITA MORO MINE
Presidente da Banca Examinadora



DANIEL HENRIQUE MARCO DETZEL
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)



MAURÍCIO FELGA GOBBI
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)



MARCELO RODRIGUES BESSA
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Dedico este trabalho a todos meus professores, que por terem me passado tanto conhecimento, me permitiram trilhar este caminho até aqui.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a meus familiares e amigos por todo incentivo dado até a finalização deste trabalho.

Agradeço a meus professores e amigos que por dicas, opiniões e ajudas colaboraram com o desenvolvimento e finalização desta pesquisa.

Agradeço à professora e grande amiga Christiane Okawa por seus conselhos e incentivos, desde a graduação.

Agradeço ao grupo GIAU pela colaboração em diversos projetos.

Agradeço à minha orientadora, Miriam, pelo incentivo e ajuda necessária.

Agradeço aos membros da banca de qualificação e defesa por aceitarem fazer parte deste momento e por todas as sugestões de melhorias.

Agradeço ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental e à Universidade Federal do Paraná pelo apoio e infraestrutura cedida.

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico pela concessão dos recursos financeiros que me permitiram desenvolver a pesquisa.

Enfim, agradeço a todos que me colaboraram, direta ou indiretamente, em todas as etapas deste mestrado.

RESUMO

Com o consenso de que mudanças climáticas afetam significativamente o ciclo hidrológico ao redor do mundo, tais influências devem ser observadas com particularidade para os extremos hidrológicos, como os períodos de seca. Os impactos das mudanças nesses períodos estão sendo observados de forma mais nítida, particularmente por intensificar os efeitos dos extremos, como magnitude e frequência. Tendo em vista que em regiões com características mais úmidas estudos relacionados a extremos mínimos hidrológicos são mais escassos, é de alta relevância abordar a presença e a evolução de secas nestes locais. Considerando isso, este trabalho apresenta uma análise de tendências em índices de seca aplicados à região Sul do Brasil. Foram estudadas 37 sub-bacias hidrográficas, utilizando dados de estações pluviométricas, fluviométricas e climatológicas. Com abordagem meteorológica, foi aplicado o Índice Padronizado de Precipitação (SPI); com abordagem hidrológica, foi aplicado o Índice de Seca de Vazões (SDI); e com uma abordagem combinada, foi aplicado o Índice de Seca Agregado (ADI). Fica notória a variabilidade espacial e temporal dos eventos de seca, com a mudança de padrões e magnitude dos fenômenos. Relacionado à espacialidade, observou-se a dualidade existente entre os eventos identificados ao norte e ao sul da área de estudo, sendo contrastantes. A identificação de tendências para as séries dos índices se deu pelo teste de Mann-Kendall, pelo estimador de Theil-Sen e por regressão linear. Para o SPI, tendências negativas foram identificadas na parte sul da área de estudo, enquanto tendências positivas se mostraram presentes na parte leste e noroeste. Para o SDI, o período com identificação de tendências de forma significativa foi entre Abril e Junho, com presença de tendências negativas ao sul da área de estudo. Para o ADI, a percepção de tendências foi menor em número e magnitude, uma vez que o índice apresenta uma grande oscilação em períodos curtos de tempo de valores extremos positivos e negativos ao longo de toda a série. Os testes de Pettitt e método da Vizinha Segmentada também foram aplicados às séries dos índices visando a identificação de pontos de mudança abrupta. Tais pontos foram observados em maior número nas séries de SPI. Como conclusão foram identificados padrões regionais para os índices de seca, além da verificadas as tendências existentes para as séries e seus padrões espaciais.

Palavras-chave: Índice Padronizado de Precipitação. Índice de Seca de Vazões. Índice de Seca Agregado. Tendência hidrológica. Não estacionariedade.

ABSTRACT

It is a common ground that climate change affect significantly the global hydrological cycle. Extreme hydrological events, such as droughts, should be followed in a particular way, since the impacts of changes in these periods are more intense, with the intensification of magnitudes and frequency of extremes. Since a lower number of studies related to hydrological minimum extremes are presented in regions with wet characteristics, it is relevant to discuss the presence and progression of droughts in these locations. Considering this, the present research presents a trend analysis carried out in drought indices applied at the South region of Brazil. 37 hydrological sub-basins were studied, using data from pluviometric, fluvial and climatological stations. With a meteorological approach, it was applied the Standardized Precipitation Index (SPI); with an hydrological approach, the Streamflow Drought Index (SDI) was used; and with a combined approach, it was applied the Aggregate Drought Index (ADI). It was noticeable the spatial and temporal variability of the drought events, with the changes in patterns and magnitudes of the phenomena. Related to spatiality, it was observed an existing duality between the events identified in the north and in the south of the study area. The identification of trends to the indices series was performed by Mann-Kendall test, Theil-Sen estimator and linear regression. For SPI series, negative trends were identified in southern part of the study area, while positive trends were observed in eastern and northwestern parts. For SDI, the series of April – June lead to the most significant negative trends in southern area. For the ADI series, the perception of trends was fewer in number and in magnitude, as the indice shows a great oscillation of extreme positive and negative values in a short period of time for the whole series. The tests of Pettitt and the SegNeigh methodology were also applied in the indices, aiming the identification of abrupt change points. These points were observed in a larger number for the SPI series. As conclusion, it were identified regional patterns for the drought indices and also the verification of existing trends and its spatial patterns.

Keywords: Standardized Precipitation Index. Streamflow Drought Index. Aggregate Drought Index. Hydrological Trends. Nonstationarity.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – DIVISÃO DE SUB-BACIAS BRASILEIRAS DE NÍVEL 2	58
FIGURA 2 – REGIÃO SUL: DIVISÃO POLÍTICA.....	59
FIGURA 3 – TEMPERATURA E PRECIPITAÇÃO NO BRASIL	60
FIGURA 4 – CLASSIFICAÇÃO DE KOPPEN-GEIGER PARA CLIMAS BRASILEIROS	60
FIGURA 5 – HIDROGRAFIA E ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS DA REGIÃO SUL	61
FIGURA 6 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS DA REGIÃO SUL	62
FIGURA 7 – ESTAÇÕES CLIMATOLÓGICAS DA REGIÃO SUL	62
FIGURA 8 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS.....	65
FIGURA 9 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS	65
FIGURA 10 – ESTAÇÕES CLIMATOLÓGICAS SELECIONADAS	66
FIGURA 11 – ESTAÇÕES COM REJEIÇÃO À ESTACIONARIEDADE DO SPI PELO TESTE DE MANN-KENDALL	91
FIGURA 12 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 263: PASSO DO NOVO	93
FIGURA 13 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 201: PORTO FORMOSA.....	94
FIGURA 14 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA AS SUB-BACIAS 79 E 74	95
FIGURA 15 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA A SUB-BACIA 241: TIBAGI.....	95
FIGURA 16 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SPI NA REGIÃO SUL	96
FIGURA 17 – TESTE DE PETTITT NO SPI PARA AS SUB-BACIAS 26 E 86.....	98
FIGURA 18 – OCORRÊNCIAS DE PONTOS DE QUEBRA EM SÉRIES DE SPI NA REGIÃO SUL	99
FIGURA 19 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB- BACIA 66	100
FIGURA 20 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB- BACIA 73	101
FIGURA 21 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB- BACIA 216	102
FIGURA 22 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB- BACIA 65	102

FIGURA 23 – TENDÊNCIAS POSITIVAS DE SDI (JANEIRO – MARÇO) PARA SUB-BACIAS 67 E 70	104
FIGURA 24 – TENDÊNCIAS NEGATIVAS DE SDI (JULHO – SETEMBRO) PARA SUB-BACIAS 76, 88 E 262	105
FIGURA 25 – TENDÊNCIAS DE SDI, IDENTIFICADAS PELO TESTE DE MANN-KENDALL, PARA REGIÃO SUL	108
FIGURA 26 – SÉRIES DE SDI PARA ESTAÇÃO PONTE DO VITORINO, SUB-BACIA 72	109
FIGURA 27 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (JANEIRO – MARÇO) NA REGIÃO SUL	110
FIGURA 28 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (ABRIL – JUNHO) NA REGIÃO SUL	110
FIGURA 29 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (JULHO – SETEMBRO) NA REGIÃO SUL	111
FIGURA 30 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (OUTUBRO – DEZEMBRO) NA REGIÃO SUL	111
FIGURA 31 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI PARA SUB-BACIA 70	113
FIGURA 32 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI (OUTUBRO – DEZEMBRO) PARA SUB-BACIA 119.....	113
FIGURA 33 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI (ABRIL – JUNHO) PARA SUB-BACIAS 26 E 264.....	114
FIGURA 34 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DA SUB-BACIA 66.....	117
FIGURA 35 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DAS SUB-BACIAS 67 E 76.....	118
FIGURA 36 –PONTOS DE QUEBRA PARA SDI (JANEIRO – MARÇO) DA SUB-BACIA 70	119
FIGURA 37 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DA SUB-BACIA 264.....	120
FIGURA 38 –PONTOS DE QUEBRA PARA SDI (ABRIL – JUNHO) DA SUB-BACIA 88.....	120
FIGURA 39 – PONTOS DE QUEBRA IDENTIFICADOS PARA SDI DA SUB-BACIA 126.....	121

FIGURA 40 – TENDÊNCIAS DO ADI IDENTIFICADAS PELO TESTE DE MANN-KENDALL.....	125
FIGURA 41 – TENDÊNCIAS LINEARES DO ADI PARA REGIÃO SUL.....	126
FIGURA 42 – OCORRÊNCIAS DE PONTOS DE QUEBRA EM SÉRIES DE ADI NA REGIÃO SUL.....	128
FIGURA 43 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 213 E 264	129
FIGURA 44 – PONTOS DE MUDANÇA IDENTIFICADOS PARA SÉRIE ADI PARA SUB-BACIA 216.....	129
FIGURA 45 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 31 E 201	130
FIGURA 46 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 73 E 129	131
FIGURA 47 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 113 E 127	131
FIGURA 48 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1985	133
FIGURA 49 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1990	134
FIGURA 50 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1995	135
FIGURA 51 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2000	135
FIGURA 52 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2005	136
FIGURA 53 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2010	137
FIGURA 54 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1985	138
FIGURA 55 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1990	138
FIGURA 56 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1995	139
FIGURA 57 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2000	140
FIGURA 58 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2005	140
FIGURA 59 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2010	141

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – SUB-BACIAS DE NÍVEL 2 PRESENTES NA REGIÃO SUL.....	63
TABELA 2 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS	67
TABELA 3 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS	69
TABELA 4 – TEMPERATURA MÁXIMA MÉDIA DE ESTAÇÕES SELECIONADAS	70
TABELA 5 – TEMPERATURA MÍNIMA MÉDIA DE ESTAÇÕES SELECIONADAS	71
TABELA 6 – SUB-BACIAS CORRESPONDENTES A CADA ESTAÇÃO CLIMATOLÓGICA	72
TABELA 7 – CLASSIFICAÇÃO DE PERÍODOS SECOS E ÚMIDOS SEGUNDO SPI	76
TABELA 8 – CLASSIFICAÇÃO DE SECAS SEGUNDO SDI	79
TABELA 9 – TESTE DE MANN-KENDALL APLICADO AO SPI.....	92
TABELA 10 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SPI	97
TABELA 11 – TESTE DE MANN-KENDALL E ESTIMADOR DE THEIL-SEN APLICADOS AO SDI	106
TABELA 12 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES	115
TABELA 13 – ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS: AUTO VETORES....	123
TABELA 14 – TESTE DE MANN-KENDALL APLICADO AO ADI	124
TABELA 15 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO ADI.....	127

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADI	- Índice de Seca Agregado
AI	- Índice de Aridez
AMO	- Oscilação Multidecadal do Atlântico
ANA	- Agência Nacional de Águas
ARID	- Índice de Referência Agrícola para Secas
CDI	- Índice de Seca Combinado
CMI	- Índice de Umidade de Cultura
CUSUM	- Tabela de soma cumulativa
CZI	- Índice Z da China
DAI	- Índice de Área de Seca
EDI	- Índice de Seca Efetiva
ENSO	- Oscilação do Sul El Niño
ETDI	- Índice de Déficit de Evapotranspiração
EVI	- Índice Aprimorado de Vegetação
GIDMaPS	- Sistema Global Integrado de Predição e Monitoramento de Secas
GLDAS	- Sistema de Assimilação de Dados Terrestres Globais
IBGE	- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INMET	- Instituto Nacional de Meteorologia
IPCC	- Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas
KBDI	- Índice de Seca de Keetch-Byram
LSWI	- Índice de Água na Superfície Terrestre
PCA	- Análise de Componente Principal
PDO	- Oscilação Decadal do Pacífico
PDSI	- Índice de Severidade de Seca de Palmer
PHDI	- Índice de Seca Hidrológica de Palmer
Q ₇	- Vazão Média Mínima de 7 dias
RAI	- Índice de Anomalia da Precipitação
RDI	- Índice de Reconhecimento de Secas
SAI	- Índice de Anomalia Padronizado
SDI	- Índice de Seca de Vazões
SegNeigh	- Método da Vizinhança Segmentada
SHI	- Índice Hidrológico Padronizado

SIRGAS	- Sistema de Referência Geocêntrico para as Américas
SMA	- Índice de Anomalia da Umidade do Solo
SMDI	- Índice de Déficit de Umidade do Solo
SMRI	- Índice Padronizado de Chuva e Degelo
SPEI	- Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração
SPI	- Índice Padronizado de Precipitação
SRI	- Índice Padronizado de Descargas
SRSI	- Índice Padronizado de Disponibilidade de Reservatórios
SSFI	- Índice Padronizado de Vazões
SWI	- Índice Padronizado de Nível de Água
SWSI	- Índice de Disponibilidade de Água Superficial
TCI	- Índice de Condições de Temperatura
VCI	- Índice de Condições de Vegetação
VegDRI	- Índice de Resposta a Secas da Vegetação
WASP	- Índice Padronizado de Anomalia de Precipitação Ponderado
WMO	- Organização Mundial de Meteorologia

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
2	REVISÃO DE LITERATURA	19
2.1	SECAS	19
2.1.1	Tipos de Seca	20
2.1.2	Eventos de Seca	22
2.1.3	Indicadores e Índices de Seca	24
2.2	ÍNDICES DE SECA	25
2.2.1	Índices Meteorológicos.....	27
2.2.1.1	Índice Padronizado de Precipitação (SPI).....	27
2.2.1.2	Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI)	28
2.2.1.3	Índice de Reconhecimento de Secas (RDI)	29
2.2.1.4	Método dos Decis.....	29
2.2.1.5	Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI)	30
2.2.1.6	Índice de Umidade de Cultura (CMI).....	30
2.2.1.7	Índice de Anomalia de Precipitação (RAI).....	31
2.2.1.8	Índice de Seca Efetiva (EDI)	31
2.2.1.9	Índice de Referência Agrícola para Secas (ARID).....	31
2.2.1.10	Outros Índices Meteorológicos.....	32
2.2.2	Índices Hidrológicos	32
2.2.2.1	Índice de Seca Hidrológica de Palmer (PHDI)	32
2.2.2.2	Índice de Disponibilidade de Água Superficial (SWSI).....	33
2.2.2.3	Índice Padronizado de Descargas (SRI).....	33
2.2.2.4	Índice de Seca de Vazões (SDI)	33
2.2.2.5	Índice Padronizado de Vazões (SSFI)	34
2.2.2.6	Outros Índices Hidrológicos	34
2.2.3	Índices Agrícolas	35
2.2.3.1	Índice de Déficit de Evapotranspiração (ETDI)	35
2.2.3.2	Índice de Déficit de Umidade do Solo (SMDI).....	35
2.2.3.3	Índice de Anomalia da Umidade do Solo (SMA)	35
2.2.4	Outros Índices	36
2.2.4.1	Índice de Seca Agregado (ADI).....	36

2.2.4.2	Sensoriamento remoto	36
2.2.5	Estudos de Índices de Seca.....	37
2.3	TENDÊNCIAS EM SÉRIES HIDROLÓGICAS	40
2.3.1	Tendências em Extremos Mínimos	43
2.4	TESTES ESTATÍSTICOS PARA TENDÊNCIAS	45
2.4.1	Teste de Mann-Kendall	46
2.4.2	Estimador de Theil-Sen.....	46
2.4.3	Teste de Spearman Rho	47
2.4.4	Teste de Pettitt	47
2.4.5	Teste de Ljung-Box	48
2.4.6	Método da Vizinhança Segmentada	48
2.5	ESTUDOS DE TENDÊNCIA NO MUNDO	48
2.5.1	Tendências em Índices de Seca	54
2.6	CONSIDERAÇÕES.....	56
3	MATERIAIS E MÉTODOS	58
3.1	ÁREA DE ESTUDO.....	58
3.2	ÍNDICES DE SECA	72
3.2.1	Índice Padronizado de Precipitação.....	73
3.2.2	Índice de Seca de Vazões.....	77
3.2.3	Índice de Seca Agregado	79
3.3	TESTES DE TENDÊNCIA.....	83
3.3.1	Teste Não Paramétrico de Mann-Kendall	83
3.3.2	Estimador de Theil-Sen.....	85
3.3.3	Teste Não Paramétrico de Pettitt	86
3.3.4	Método da Vizinhança Segmentada	87
3.4	COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS	88
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	90
4.1	APLICAÇÃO DOS ÍNDICES	90
4.2	TESTES APLICADOS AO ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO	90
4.2.1	Tendências Lineares	90
4.2.2	Pontos de Quebra	97
4.3	TESTES APLICADOS AO ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES	103
4.3.1	Tendências Lineares	103

4.3.2	Pontos de Quebra	112
4.4	TESTES APLICADOS AO ÍNDICE DE SECA AGREGADO	122
4.4.1	Tendências Lineares	124
4.4.2	Pontos de Quebra	126
4.5	COMPARAÇÃO ENTRE OS ÍNDICES	132
4.6	ANÁLISE ESPACIAL DO ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO	133
4.7	ANÁLISE ESPACIAL DO ÍNDICE DE SECA AGREGADO	137
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	142
	REFERÊNCIAS.....	146
	APÊNDICE A – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO	160
	APÊNDICE B – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO	179
	APÊNDICE C – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES	192
	APÊNDICE D – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES.....	229
	APÊNDICE E – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE DE SECA AGREGADO	266
	APÊNDICE F – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE DE SECA AGREGADO	285

1 INTRODUÇÃO

O clima global é caracterizado por mudanças ao longo do tempo, tendo registros dos últimos 100 anos mostrado uma alteração de diversas variáveis hidroclimáticas (YOU et al., 2014). Cada uma das três últimas décadas tem sido sucessivamente mais quente, sendo a primeira década do século 21 o período mais quente quando comparado a dados já registrados. Este aumento da temperatura observado em todo o planeta é um indicador claro de mudanças climáticas globais (IPCC, 2013). Atribuem-se às mudanças climáticas consequências como variações na temperatura da superfície terrestre e também mudanças nos padrões de precipitação, como intensidade, duração e frequência. Tais efeitos alteram os processos hidrológicos existentes e, conseqüentemente, afetam o regime de vazão dos rios (LIANG et al., 2011). Essas condições podem trazer consequências sérias à população, afetando o meio ambiente, a agricultura, a economia e também a indústria.

A extensão e os efeitos das mudanças climáticas em regiões específicas variam de um lugar para outro e também ao longo do tempo, necessitando de um estudo individualizado e regular (HAJANI e RAHMAN, 2018). O aumento da temperatura terrestre, afeta adversamente a distribuição da precipitação, sendo que mudanças nas temperaturas e precipitações regionais, de acordo com o IPCC (2013), podem estar fisicamente relacionadas entre si.

Haddad et al. (2011) colocam que a precipitação afeta várias facetas dos sistemas ambientais e agrícolas e, dessa forma, assim como Khan et al. (2015), concluem que é um dos fatores críticos na determinação dos impactos e variabilidade do meio ambiente. Kumar et al. (2010) afirmam que variações no padrão das precipitações influenciam vazões, umidade do solo e águas subterrâneas, afetando também a frequência de secas e cheias.

Uma vez que mudanças climáticas afetam significativamente o ciclo hidrológico ao redor do mundo, este fenômeno deve ser observado com particularidade para os extremos hidrológicos, quais sejam, períodos de seca ou de enchente. Teegavarapu e Nayak (2017) colocam que o entendimento de mudanças de extremos é essencial para as perspectivas de variabilidade e de mudanças climáticas, necessitando de uma extensa avaliação de tendências nas séries históricas de precipitação. Tais análises também permitem relacionar mudanças observadas e esperadas na frequência e na intensidade de eventos extremos. Melillo

et al. (2014) afirmam que as atividades humanas vêm intensificando os efeitos das mudanças climáticas, e que os impactos estão sendo observados de forma mais nítida, particularmente ao intensificar os efeitos dos extremos, como magnitude e frequência.

Wanders et al. (2015) afirmam que os efeitos das mudanças climáticas podem resultar em alterações no regime hidrológico. Os autores afirmam que tais mudanças podem afetar a detecção de eventos extremos, uma vez que áreas que estejam se tornando gradativamente mais secas tendem a apresentar constância num evento de seca, enquanto o oposto se apresenta para regiões com crescentes vazões mínimas. Tal fato pode ser enquadrado como um processo cíclico natural de variabilidade climática, no qual períodos longos de precipitações altas ou baixas se intercalam, fato ainda não muito bem explorado por estudos estatísticos (ZUFFO, 2015).

Neste contexto, visto que as variáveis climáticas passam por processos de mudanças em seus padrões, se faz importante um estudo a respeito dessa variabilidade. Tendo em vista que em regiões com características mais úmidas estudos relacionados a extremos mínimos hidrológicos são mais escassos, é de alta relevância abordar a presença e a evolução de secas nestes locais. Com um maior conhecimento, aumenta-se a capacidade de administrar os impactos das secas, desde crises hídricas e déficits agrícolas, até resultantes socioeconômicas.

O objetivo geral do presente trabalho é analisar tendências em índices de seca aplicados à região Sul do Brasil, com objetivos específicos do trabalho incluindo a aplicação e comparação de índices de diferentes abordagens de secas; a identificação de tendências locais para os índices de seca aplicados; a identificação de padrões regionais quanto às tendências identificadas; a identificação de padrões espaciais relativos a determinados índices aplicados.

Este trabalho está estruturado em cinco capítulos, sendo o primeiro esta introdução. O segundo capítulo apresenta uma revisão de literatura abordando secas, índices de seca, tendências em séries hidrológicas, testes estatísticos para tendências e estudos de tendências no mundo. O terceiro capítulo é constituído pelos materiais e métodos aplicados no estudo. O quarto capítulo mostra os resultados obtidos e suas respectivas análises, sendo o quinto capítulo a apresentação das conclusões e recomendações. Por fim, os apêndices apresentam as séries históricas dos índices aplicados, assim como suas tendências lineares e pontos de mudança abrupta.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta revisão de literatura apresenta uma fundamentação teórica dos temas desenvolvidos ao longo deste trabalho. Para uma melhor organização, foi dividida em seis seções, sendo elas: Secas; Índices de seca; Tendências em séries hidrológicas; Testes estatísticos; Estudos de tendência no mundo; e Considerações.

2.1 SECAS

Secas são uma ocorrência naturais do clima e acontecem em qualquer regime climático ao redor do mundo, de desertos a florestas (WMO, 2016). A problemática da seca é considerada um dos desastres com maior dano natural em termos de consequências econômicas, tais como navegação e produção de energia; de problemas sociais, como o aumento da mortalidade e conflitos pela posse de água; e de impactos ecológicos, como o declínio de florestas e impactos em ecossistemas aquáticos (WILHITE, 2000; HSIANG et al., 2013; CHOAT et al., 2012). Comumente definida como uma disponibilidade de água abaixo de condições normais, como para Wilhite e Glantz (1985), Tallaksen e Lanen (2004) e Mishra e Singh (2010), não há um consenso real a respeito da aplicação desta definição (HAYES et al., 2010). Van Loon e Laaha (2015), por exemplo, consideram seca como um desvio do ciclo sazonal comumente existente. Eslamian et al. (2017) comentam ainda que o fenômeno se difere de outros desastres naturais quando analisada a velocidade de ocorrência, sendo um fenômeno que acontece lentamente, com uma duração relativamente longa.

Eslamian et al. (2017) apontam que é difícil o traçado de uma relação delimitada entre a ideia usual de seca, que é a de uma deficiência de chuvas de determinada magnitude que afeta negativamente determinada região, e o fenômeno hidrológico causado. As causas para essa difícil relação estão no fato de que uma seca pode não afetar todos os componentes do ciclo hidrológico simultaneamente e, por isso, o fenômeno da seca não pode ser considerado de forma absoluta, mas sim como uma gama de fatores e abordagens.

2.1.1 Tipos de Seca

De acordo com a Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2006), diversas abordagens podem ser dadas à problemática das secas, dependendo do domínio afetado. Podem ser meteorológicas, agrícolas, hidrológicas e também socioeconômicas. Tallaksen e Lanen (2004) colocam para cada tipo de seca uma variável hidrológica a que se pode relacionar. No caso da seca meteorológica, a precipitação. Já para a seca agrícola, a umidade do solo, enquanto para a seca hidrológica listam-se a água subterrânea e as vazões. A seca socioeconômica é classificada pelo efeito na população dos fatores já mencionados. Por mais que as secas possam ser divididas segundo uma especificidade afetada, é notável uma certa relação entre os efeitos sofridos. Lorenzo-Lacruz et al. (2013) e Barker et al. (2016) em seus estudos, demonstraram uma conexão entre as secas meteorológicas e hidrológicas. Van Loon e Laaha (2015) afirmam ainda que há claramente um mecanismo de propagação dos sinais de uma seca meteorológica para uma hidrológica, sendo estas influenciadas por propriedades do ciclo hidrológico. Dadas as diversas abordagens, se faz importante investigar a severidade de secas em diferentes escalas de tempo ao longo dos anos, desenvolvendo assim uma melhor compreensão dos efeitos de secas em diversos componentes do ciclo hidrológico (BYAKATONDA et al., 2018).

Segundo Wilhite (2000), uma seca meteorológica é caracterizada por um período de déficit de precipitação quando comparado à média de longo termo da série histórica. Trata-se como consequência de uma seca meteorológica a mudança de padrões dos climas regionais, influenciada por parâmetros meteorológicos, sendo estes avaliados de forma regional. Tais parâmetros meteorológicos são os primeiros indicadores da ocorrência de uma seca. Aliado à seca meteorológica citam-se mudanças na intensidade e duração de chuvas, na cobertura de nuvens, umidade relativa do ar, temperatura, evapotranspiração e radiação (WU et al., 2004). De acordo com Trnka et al. (2016) a ocorrência de uma seca meteorológica precede a aparição de impactos específicos, o que torna esses eventos ainda mais importantes de serem estudados. Além disso, para esta categorização são utilizadas variáveis mais diretas, sendo uma abordagem mais conveniente e relativamente simples de se quantificar.

De acordo com Wilhite (2000), uma seca hidrológica é definida pela deficiência no volume do suprimento de água superficial e subsuperficial. É

considerada uma manifestação física da seca, e pode estar relacionada com uma seca agrícola, como deficiência na umidade do solo, e também com uma seca meteorológica, como impacto pela persistência da falta de precipitação e aumento na evapotranspiração. Ainda mais, uma relação entre os efeitos meteorológicos e hidrológicos pode ser estabelecida, porém com um atraso entre o déficit de precipitação e a redução no volume dos recursos hídricos, podendo ser relacionados, porém sem uma dependência fixa. Este tipo de seca é sempre caracterizado por uma baixa vazão natural para os rios, demonstrada por diferentes índices, tais como a magnitude da vazão mínima, frequência de vazões abaixo de um certo limiar, duração da vazão abaixo de um certo limiar e diferença cumulativa entre vazão atual e um certo valor definido (IPCC, 2001). Alguns indicadores deste tipo de seca incluem o nível dos rios, lagos e também da água subterrânea (ESLAMIAN et al., 2017). Os efeitos do período de vazões baixas em secas hidrológicas podem ser levados em consideração no gerenciamento hídrico, sendo avaliados impactos desde ambientais, como a migração de espécies, até econômicos, como aumento de custos devido à escassez (WADA et al., 2013). É válido ressaltar que atividades humanas, tais como mudanças no uso e ocupação do solo, degradações de ocupação vegetal, construção de barragens e demais ocorrências que possam impactar a bacia hidrográfica no geral afetam a severidade de aspectos hidrológicos, dentre eles a problemática dessa abordagem de seca. A esse respeito, Eslamian et al. (2017) afirmam que devido à extensiva urbanização e industrialização do espaço terrestre, a deficiência hídrica e este tipo de seca têm apresentado problemas cada vez mais complexos.

A seca agrícola, de acordo com Wilhite (2000) é caracterizada pelo déficit da umidade do solo de uma região e resulta principalmente da falta de precipitação, estando desta forma intimamente ligada com a seca meteorológica. Eslamian et al. (2017) explicam que normalmente os efeitos deste tipo de seca são sentidos após os de uma seca meteorológica e antes dos de uma hidrológica. Isto é devido ao fato de que a seca agrícola resulta do conjunto de falta de precipitação, aumento de temperatura e de vento, sendo a dispersão temporal da precipitação o fator mais significativo.

Já a seca socioeconômica, como previamente citado, é associada com os impactos das diversas abordagens de secas, como meteorológica, hidrológica e agrícola, em fatores socioeconômicos (WILHITE, 2000). Eslamian et al. (2017) descrevem a seca socioeconômica como consequência de complexos processos que

afetam as comunidades humanas, dada a ocorrência de crises hídricas e déficits de culturas agrícolas, que podem resultar em desemprego, pobreza, bem como insatisfação social e política.

Eslamian et al. (2017) resumem os processos de ocorrência da seca e de suas particularidades iniciando com o déficit de precipitação quando comparado a condições normais, caracterizando a parcela meteorológica da seca. Conseqüentemente isso levará ao decréscimo da umidade do solo, que caracteriza a ocorrência de uma seca agrícola, e também resultará na diminuição da disponibilidade de recursos hídricos, caracterizando então uma seca hidrológica. Por fim, a seca socioeconômica se dá pelas anomalias resultantes dos processos ocorridos.

2.1.2 Eventos de Seca

É válido ressaltar a importância do período de ocorrência de uma seca, bem como sua duração e severidade, fatores relacionados a impactos e conseqüências. Uma seca intra-sazonal de severidade relativamente baixa que ocorra em um período mais sensível de umidade do solo em uma lavoura pode ter um impacto mais devastador do que uma seca mais severa que ocorra em um período menos crítico do ciclo agrícola (WMO, 2016). A duração de uma seca, como exemplificado por Byakatonda et al. (2018), pode também facilitar a interpretação dos efeitos sentidos no ciclo hidrológico. Secas de um a três meses permitem a quantificação de déficits de curto termo de precipitação, normalmente relacionados a secas meteorológicas. Já períodos entre três e seis meses normalmente se relacionam à deficiência na umidade do solo, ligadas a secas agrícolas. Secas com duração entre seis e doze meses indicam déficits sazonais e de médio termo em níveis de umidade, podendo ser identificados períodos secos e úmidos. Eventos mais extensos, como secas de 12 ou 24 meses, dão informações a respeito de períodos de longo termo, normalmente relacionados a vazão de rios, reservatórios e outros aspectos que podem caracterizar uma seca hidrológica.

A duração de uma seca hidrológica e o déficit hidrológico são variáveis que podem ser relacionadas (VAN LANEN et al., 2013; VAN LOON et al., 2014). Tais respostas são dependentes da propagação da seca, e fortemente relacionadas com características do clima e da bacia hidrográfica. Van Lanen et al. (2013) estudaram os efeitos de clima, solo e águas subterrâneas em um sistema de distribuição de

probabilidades de duração de seca e déficit, chegando a um resultado onde observaram a importância das águas subterrâneas comparada à importância climática.

Dois fatores de extrema importância para a caracterização de eventos de seca, estando ligados aos impactos por ela gerados, são a frequência de ocorrência e sua severidade (HAYES et al., 2011). A severidade pode ser computada de diversas maneiras, sendo a mais comum o uso de índices padronizados, como o Índice Padronizado de Precipitação – SPI (MCKEE et al., 1993) e o Índice Padronizado de Descargas – SRI (SHUKLA e WOOD, 2008). A caracterização da seca pode ser realizada também por meios físicos, como sua duração para efeitos em ecossistemas, ou o déficit em volume comparado a condições normais para aplicações hidrelétricas (VAN LOON e LAAHA, 2015).

Lesk et al. (2016) apontam um aumento de frequência de ocorrência de eventos de seca em diferentes regiões ao redor do mundo, tendo sido identificados eventos na América do Norte, Europa, Austrália e Sudeste Asiático, resultando em problemas na cultura de alimentos, afetando diretamente a população. Somado a esse problema, estão também as crises econômicas nacionais e de seguridade de saúde pública, dada à geração de energia elétrica e contaminações de corpos hídricos industriais (YEH, 2019).

Um melhor conhecimento a respeito da presença e variação de fenômenos de seca em períodos passados é de importância crítica para o gerenciamento de riscos de secas e de crises hídricas futuras (YAO et al., 2018). Das et al. (2016) coloca que a interação entre eventos de seca e o ciclo hidrológico faz com que o entendimento de padrões existentes e de possíveis mudanças seja fundamental para um gerenciamento sustentável dos recursos hídricos. Somado a isso, os evidentes efeitos de mudanças climáticas ao redor do mundo trazem uma importância ainda maior para o estudo da variabilidade temporal e espacial de secas, que podem ocasionar efeitos ainda mais severos em regiões semi-áridas (BYAKATONDA et al., 2018).

Bayissa et al. (2018) pontuam que não é possível evitar ou mitigar eventos de seca naturais, porém em contrapartida, os efeitos que uma seca pode causar podem ser melhor controlados e seus impactos reduzidos. Barker et al. (2016) citam que como não há como impedir a ocorrência de secas meteorológicas, ações podem ser aplicadas com fim de prevenir ou mitigar os impactos hidrológicos, com monitoramentos e alertas prévios. Devido a sua ocorrência ser de forma lenta, ao se

comparar com os demais fenômenos naturais, as secas possibilitam um melhor monitoramento, sendo possível a observação de mudanças na precipitação, temperatura e níveis de água superficiais e subterrâneos, que são controlados por indicadores e índices (WMO, 2016).

Com uma definição próxima à de seca, como um período de baixa ou nenhuma pluviosidade, em que a perda de umidade do solo é superior à sua reposição, a estiagem se diferencia ao designar um certo tipo de seca, menos intensa e de duração mais limitada (FREITAS e KAETSU, 2015). Esta definição de estiagem se encontra na Classificação e Codificação Brasileira de Desastres (Cobrade), que define ainda seca como uma estiagem prolongada, com um período de tempo suficiente para que a falta de precipitação provoque grave desequilíbrio hidrológico.

2.1.3 Indicadores e Índices de Seca

A Organização Mundial de Meteorologia (2016) ressalta a diferença entre indicadores e índices. Indicadores são as variáveis ou parâmetros utilizados para a descrição de determinadas condições, e incluem por exemplo a precipitação, temperatura, vazão e níveis de reservatórios. Já os índices são normalmente representações numéricas calculadas para a classificação de eventos, utilizando como dados de entrada dos modelos determinados indicadores. Pode-se dizer que um índice também é um indicador, uma vez que também pode fornecer características dos eventos, porém, além disso, pode simplificar relações complexas e facilitar a comunicação e apresentação de dados a diversos tipos de usuários. Fenômenos de seca são difíceis de serem medidos, já que de maneira geral não se empregam métodos diretos de medidas para tais déficits, e por isso foram desenvolvidos índices que visam representar os impactos em sistemas hidrológicos (BYAKATONDA et al., 2018).

De acordo com a Organização Mundial de Meteorologia (2009), informações a respeito de indicadores de secas hidrológicas são de extrema importância para a implementação e operação de diversas medidas para diferentes aspectos da sociedade e da economia, tais como abastecimento público, irrigação, energia, navegação e indústria. Projeções futuras a respeito das secas hidrológicas indicam que estas se tornarão mais intensas e com maior duração, com adaptações às mudanças climáticas também existentes (WANDERS et al., 2015).

Yeh (2019) coloca que com fins do acompanhamento de riscos relacionados a secas e também para fins de categorização, outros índices foram criados, relacionados a características específicas, e analisando diferentes aspectos. O autor aponta que diferentes abordagens são dadas às secas meteorológica, hidrológica e agrícola, sendo portanto, analisados diferentes aspectos físicos em cada caso. Diversos sistemas de monitoramento e aviso prévio de secas podem ser encontrados globalmente, como os casos do Monitoramento de Secas dos Estados Unidos e também do Observatório Europeu de Secas. Nesses sistemas, são empregadas basicamente variáveis meteorológicas, sendo as hidrológicas normalmente obtidas por meio de modelos. Dessa forma, o conhecimento a respeito dos aspectos hidrológicos de uma seca ainda é menos aprimorado, apresentando incertezas maiores que para aplicações meteorológicas (BARKER et al., 2016).

2.2 ÍNDICES DE SECA

A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) define índice de seca como a representação numérica computada da severidade de uma seca, utilizando dados climáticos ou hidrometeorológicos como entrada. De acordo com Eslamian et al. (2017), tais índices assimilam diversos parâmetros, tais como precipitação, temperatura, vazão e outros indicadores em um único valor numérico, sendo um objeto mais compreensível para tomada de decisões. Os índices representam a intensidade dos fenômenos, sendo mais facilmente aplicáveis a comparações e análises do que dados brutos. Nesse sentido, os índices podem ter papel fundamental no rastreamento e antecipação de consequências e impactos que possam vir a aparecer como resultado de secas, com uma análise do histórico existente e estudos de probabilidade de ocorrência e recorrência de eventos (WMO, 2016).

Diversos índices foram desenvolvidos para a caracterização e classificação de secas ao longo dos anos. Muitos desses índices, segundo Yeh (2019), requerem a consideração de uma variedade de dados e um cálculo complexo. Porém, índices que explicam uma característica da seca, como a parcela meteorológica, hidrológica ou agrícola, podem ser calculados de forma mais simples, utilizando um menor número de variáveis. Eslamian et al. (2017) comentam ainda que certos índices possuem uma melhor performance em condições específicas, sejam climáticas, topográficas ou temporais, tendo essas sido validadas por hipóteses no

desenvolvimento de cada índice. A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) coloca que os impactos de secas podem ser tão variados quanto suas causas e, dessa forma, é crucial tal consideração na determinação e seleção de uma abordagem para o estudo. Mais ainda, a escolha de um índice de seca adequado deve levar em consideração a disponibilidade de dados apropriados, bem como sua facilidade de aplicação.

Bayissa et al. (2018) afirmam que a complexidade dos fenômenos de seca, bem como a variação da disponibilidade de bons dados históricos fazem com que haja uma discrepância na performance dos diferentes índices desenvolvidos de região para região. Dessa forma, a identificação de um índice apropriado para uma região específica é de fundamental importância para um melhor conhecimento do fenômeno. Além disso, objetiva-se alinhar esta escolha com os impactos mais importantes para a região em análise.

Yeh (2019) comenta que um grande número de estudos a respeito das abordagens meteorológica, hidrológica e agrícola de secas tem sido realizado por todo o planeta. Contudo, um número reduzido desses estudos combinam as análises para mais de uma abordagem. Barker et al. (2016) ressalta que poucos estudos utilizam índices padronizados para ambas secas meteorológica e hidrológica, o que facilitaria uma caracterização ao longo do ciclo hidrológico, possibilitando um sistema de monitoramento mais integrado. Huang et al. (2015) afirmam que se apenas um fator for considerado como critério para o assessoramento de secas, como precipitação, vazão ou umidade do solo isolados, há dificuldade na representação e conhecimento dos impactos a serem enfrentados. Índices de secas meteorológicas podem expressar características de secas regionais, porém não podem descrever com exatidão a disponibilidade hídrica como um todo, sendo necessário uma análise conjunta com um índice hidrológico.

Em um enfoque meteorológico, McKee et al. (1993) desenvolveram o Índice Padronizado de Precipitação – SPI, e Tsakiris e Vangelis (2005) propuseram o Índice de Reconhecimento de Secas – RDI. Também com uma abordagem meteorológica, pode-se citar o Método dos Decis, proposto por Gibbs e Maher (1967), o Índice de Severidade de Seca de Palmer – PDSI (1965), o Índice de Umidade de Cultura – CMI, proposto por Palmer (1968), o Índice de Anomalia da Precipitação (RAI), proposto por Van-Rooy (1965) e o Índice de Seca Efetiva – EDI, proposto por Byun e Wilhite (1996). Nesta categoria também se enquadram o Índice Padronizado de Precipitação e

Evapotranspiração – SPEI, proposto por Vicente-Serrano et al. (2010), e o Índice de Referência Agrícola para Secas – ARID (WOLI et al., 2012).

Ao se considerar aspectos hidrológicos, podem ser aplicados o Índice de Seca Hidrológica de Palmer – PHDI (PALMER, 1965), o Índice de Disponibilidade de Água Superficial – SWSI (SHAFER e DEZMAN, 1982), o Índice Padronizado de Descargas – SRI (SHUKLA e WOOD, 2008), o Índice de Seca de Vazões – SDI (NALBANTIS e TSAKIRIS, 2009), o Índice Hidrológico Padronizado – SHI (SHARMA e PANU, 2010), e também o Índice Padronizado de Vazões – SSFI, proposto por Modarres (2007).

Com relação a aspectos do solo alguns dos índices mais utilizados são o Índice de Déficit de Umidade do Solo – SMDI e o Índice de Déficit de Evapotranspiração – ETDI, ambos propostos por Narasimhan e Srinivasan (2005). Destaca-se também o Índice de Anomalia da Umidade do Solo – SMA, desenvolvido por Bergman et al. (1988).

Certos índices, ainda, englobam variáveis representativas de mais de uma das abordagens citadas, sendo esses considerados índices multivariados. Tais índices, também chamados de híbridos, agrupam indicadores, e até outros índices, de diferentes abordagens, modelando-os para o resultado desejado. Assim, usam-se os pontos fortes da variedade de entradas, gerando uma variável singular, de mais fácil interpretação. Pode-se citar como abordagens combinadas o Índice de Seca Agregado – ADI, proposto por Keyantash e Dracup (2004), e também o Índice de Seca Combinado – CDI, desenvolvido por Sepulcre-Canto et al. (2012).

2.2.1 Índices Meteorológicos

Nesta seção são apresentados alguns dos índices conhecidos e listados no Manual de Indicadores e Índices de Seca (WMO, 2016) com aplicação meteorológica de secas.

2.2.1.1 Índice Padronizado de Precipitação (SPI)

Yeh (2019) indica o Índice Padronizado de Precipitação (*Standardized Precipitation Index* – SPI) como uma ótima aplicação em estudos de secas meteorológicas. O índice, criado por McKee et al. (1993), requer apenas dados de precipitação, e com sua aplicação é possível a descrição da severidade de eventos

de seca sob condições climáticas variadas. Desta forma, o índice tem sido utilizado para avaliar as características de eventos de secas meteorológicas em diversas regiões e países, como no estudo de Juliani e Okawa (2017) para o estado de Minas Gerais, no estudo de Rahmat et al. (2015) para a Austrália, Yeh (2019) para Taiwan, e em mais de 200 outros países, de acordo com a Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016). O cálculo do SPI é baseado na precipitação cumulativa de diferentes escalas de tempo, gerando assim resultados para diferentes intensidades de seca meteorológica. O índice mede o quanto uma dada precipitação observada em um período do tempo diverge da média de longo termo, de forma padronizada (BAYISSA et al., 2018). Sua computação é feita de modo a se adequar uma função densidade de probabilidade à distribuição de frequência de precipitações, e então ajustá-la a uma distribuição normal (JULIANI e OKAWA, 2017). Eslamian et al. (2017) apontam ainda que sendo um índice padronizado, possibilita a comparação entre diferentes regiões, mesmo no caso de possuírem características climáticas divergentes. A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) recomenda o SPI como o principal índice de seca meteorológica para monitoramento de condições de seca. Aplicando-se em uma escala de tempo de três meses, o uso é recomendado para monitoramento básico de secas. Já em uma escala de seis meses é possível a avaliação de impactos agrícolas e, para 12 meses, o impacto hidrológico. O principal limitante do método é o fato de considerar apenas a precipitação, sendo que outros fatores também influenciam a ocorrência dos eventos, mesmo que de forma um pouco menos direta (DAS et al., 2016).

2.2.1.2 Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI)

O Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (*Standardized Precipitation Evaporation Index* – SPEI) se difere do SPI ao incorporar os efeitos da evapotranspiração potencial ao modelo (BAYISSA et al., 2018). O índice, desenvolvido por Vicente-Serrano et al. (2010), é calculado com base na diferença entre a precipitação e a evapotranspiração potencial e também pode ser calculado para diferentes escalas de tempo. Como o índice é baseado em dados mensais, ocorrências mais curtas podem não ser identificadas momentaneamente, e também é necessária uma série sem dados faltantes. Sendo atualizados regularmente os dados mensais, o índice pode ser utilizado como um monitoramento operacional para

diversos impactos, com resultados mais robustos quanto maior for a série histórica. Das et al. (2016) comentam que como leva em consideração a variável temperatura, além da precipitação, este método pode ser tomado como uma melhor abordagem aos estudos dos efeitos de mudanças na ocorrência de secas.

2.2.1.3 Índice de Reconhecimento de Secas (RDI)

O Índice de Reconhecimento de Secas (*Reconnaissance Drought Index – RDI*), desenvolvido por Tsakiris e Vangelis (2005), consiste na aplicação da equação do balanço hídrico simplificada, considerando a precipitação e evapotranspiração potencial. Após padronizados, os valores se apresentam similares aos do SPI, porém sendo mais representativos, uma vez que considera o balanço hídrico da região, fornecendo um melhor indicador de severidade da seca.

2.2.1.4 Método dos Decis

Desenvolvido em 1967 por Gibbs e Maher, o Método dos Decis consiste em classificar em ordem crescente os registros históricos de longo termo de precipitação, e dividi-lo em 10 partes, consistindo os decis. O primeiro decil representa os valores de precipitação não excedentes a 10% de toda a precipitação, o segundo representa os menores 20% de valores, e assim sucessivamente (ESLAMIAN et al., 2017). Tais valores de decis correspondem a limiares de precipitação, como uma forma de classificação de um valor pontual em um dos dez decis monitorados. Embora possam ser aplicados em qualquer escala temporal, como diária, semanal, mensal, sazonal ou anual, os autores Wu et al. (2004) ressaltam que este índice é usualmente aplicado em escala mensal e possui uma computação de simples implementação, sendo necessários apenas dados consistidos de precipitação. Pode-se dizer que sua aplicação possui uma grande vantagem, que é ao mesmo tempo sua desvantagem: o fato de se usar apenas a precipitação como parâmetro, sendo de fácil implementação por um lado, porém não considerando impactos de temperatura e outras variáveis. A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) recomenda sua aplicação para estudos de secas meteorológicas, agrícolas e também hidrológicas.

2.2.1.5 Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI)

Desenvolvido por Palmer (1965), o Índice de Severidade de Seca de Palmer (*Palmer Drought Severity Index* – PDSI) é baseado nos conceitos de seca envolvendo temperatura, precipitação, umidade do solo e evapotranspiração como uma abordagem à disponibilidade e demanda de água no balanço hídrico. De acordo com a Organização Mundial de Meteorologia (2016), o índice foi uma primeira tentativa de se identificar secas utilizando mais dados do que somente precipitação, sendo ainda, segundo Wu et al. (2004), o primeiro método a ser efetivo na determinação de secas de longo termo, em escalas mensais, porém não sendo eficiente na caracterização de secas de curto termo, em escalas semanais. Eslamian et al. (2017) pontuam que embora o índice tenha uma vasta aceitação, ele ainda deve ser considerado uma aproximação, devido a considerações feitas em seu cálculo, como a estimativa da evapotranspiração potencial, a negligência do tempo natural entre precipitação e escoamento superficial e também estimativas de taxas de infiltração e de água no solo. É válido ressaltar que o índice foi concebido para a identificação de secas afetando a agricultura, porém, como sua aplicação é mais eficiente em períodos mais longos, passou a ser utilizado para o monitoramento de secas associadas a outros impactos.

2.2.1.6 Índice de Umidade de Cultura (CMI)

O Índice de Umidade de Cultura (*Crop Moisture Index* – CMI) foi proposto por Palmer (1968) e é normalmente calculado em conjunto com Índice de Severidade de Seca de Palmer, porém analisando saídas semanais, ou seja, componentes de curto termo, de forma a se analisar o impacto na agricultura. Eslamian et al. (2017) apontam que este índice reage rapidamente a alterações climáticas, sendo a avaliação feita no tempo e no espaço. O ponto positivo do método, que é a análise em um período mais curto, é ao mesmo tempo seu ponto negativo, uma vez que seus resultados não são eficientes em identificação de eventos de períodos mais extensos, particularmente em secas que persistem por diversos anos. O índice foi desenvolvido especificamente para a produção de grãos em regiões americanas, a análise é eficiente em períodos curtos, porém pode levar a uma falsa ideia de recuperação de eventos grandes de longa duração.

2.2.1.7 Índice de Anomalia de Precipitação (RAI)

Sendo concebido em 1965 por Van-Rooy, o Índice de Anomalia de Precipitação (*Rainfall Anomaly Index – RAI*) utiliza dados de precipitação padronizados com base no histórico de determinada estação para se comparar o dado atual com a perspectiva histórica. É um método de simples cálculo, uma vez que requer apenas dados de precipitação, porém requer uma série completa, sem dados faltantes. O índice é direcionado a secas que afetam a agricultura, recursos hídricos e outros setores, uma vez que pode ser analisado em várias escalas temporais.

2.2.1.8 Índice de Seca Efetiva (EDI)

O Índice de Seca Efetiva (*Effective Drought Index – EDI*), desenvolvido por Byun e Wilhite (1996) utiliza dados de precipitação diária a fins de se computar a precipitação efetiva, a média diária e seu desvio, bem como para se calcular um valor padronizado. Tal padronização permite a aplicação e comparação dos resultados para diversos locais do mundo e, de forma particular a este método, é calculada baseada em dados diários. Nesta escala de tempo, o índice é indicado para estudos meteorológicos e agrícolas e permite a identificação do início, fim e duração de eventos de seca. A limitação do método está no fato de ser desconsiderada a temperatura e também em uma maior probabilidade de falha em séries diárias.

2.2.1.9 Índice de Referência Agrícola para Secas (ARID)

Utilizado em contextos nos quais os impactos agrícolas sejam os principais pontos a se avaliar, o Índice de Referência Agrícola para Secas (*Agricultural Reference Index for Drought – ARID*), proposto por Woli et al. (2012), tem como base dados de temperatura e precipitação diários. O método funciona como uma predição da disponibilidade de umidade no solo, aplicado a culturas específicas. Por ser computado com base em dados diários e para uma aplicação agrícola, a resposta do método na identificação de eventos de seca é rápida, porém sua formulação é baseada em culturas e solos norte-americanos, com características específicas, que para aplicação em outros locais devem ser revista.

2.2.1.10 Outros Índices Meteorológicos

Alguns outros índices listados pela Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) são o Índice de Seca de Keetch-Byram (*Keetch-Byram Drought Index – KBDI*) (KEETCH e BYRAM, 1968) para identificação de riscos de incêndio e relacionado a estresse hídrico em culturas; o Índice Padronizado de Anomalia de Precipitação Ponderado (*Weighted Anomaly Standardized Precipitation Index – WASP*) (LYON, 2004) para um controle entre períodos secos e úmidos e que pode ser utilizado para monitoramento agrícola; o Índice de Aridez (*Aridity Index – AI*) (DE MARTONNE, 1926), que é utilizado para a classificação climática como razão da precipitação pela temperatura em aplicações de impactos agrícolas e meteorológicos; o Índice de Área de Seca (*Drought Area Index – DAI*) (BHALME e MOOLEY, 1980), que é utilizado para a identificação e classificação dos períodos de monção na Índia; o Índice Z de Palmer (1965), também chamado de Z-index, que é uma variação do PDSI, com uma melhor resposta a condições de curta duração, normalmente associada à umidade do solo; o Índice de Anomalia Padronizado (*Standardized Anomaly Index – SAI*) (KRAUS, 1977), que é baseado nos resultados do RAI, sendo empregado em regiões mais suscetíveis, como o Sahel oeste africano e a região Nordeste brasileira.

2.2.2 Índices Hidrológicos

Nesta seção são apresentados alguns dos índices listados no Manual de Indicadores e Índices de Seca (WMO, 2016) com uma abordagem hidrológica para secas.

2.2.2.1 Índice de Seca Hidrológica de Palmer (PHDI)

O Índice de Seca Hidrológica de Palmer (*Palmer Hydrological Drought Index – PHDI*) (PALMER, 1965) é um dos índices desenvolvidos pelo autor na década de 60 para o Departamento de Meteorologia dos Estados Unidos, tendo este uma aplicação hidrológica para escalas de tempo mais longas. Baseado no PDSI, o índice foi modificado para estudos de longo termo em impactos na disponibilidade hídrica, porém ainda tendo como base dados de temperatura e precipitação mensais. Ao se

utilizar dados mensais, facilita-se o estudo para períodos mais longos de tempo, e possibilita-se a abordagem hidrológica do balanço hídrico. Ressalta-se, contudo, que influências humanas, tais como a retirada de água de corpos hídricos, não são consideradas no modelo.

2.2.2.2 Índice de Disponibilidade de Água Superficial (SWSI)

O Índice de Disponibilidade de Água Superficial (*Surface Water Supply Index* – SWSI) foi desenvolvido por Shafer e Dezman (1982) de maneira similar ao PDSI, porém incorporando a parcela hidrológica da neve, que é desconsiderada no índice de Palmer. Wu et al. (2004) colocam que o SWSI é indicado para regiões montanhosas, caracterizadas pelo degelo e neve sendo fonte primária do armazenamento e escoamento de água. Além de se assemelhar ao índice proposto por Palmer, com melhorias, o cálculo do SWSI é feito de forma a se padronizar os resultados obtidos, podendo assim serem comparados a resultados obtidos pelo PDSI em locais sem as influências de degelo, onde este último índice é eficaz (ESLAMIAN et al., 2017). São parâmetros para o cálculo o nível de reservatórios, a vazão, precipitação e variáveis envolvendo a neve.

2.2.2.3 Índice Padronizado de Descargas (SRI)

O Índice Padronizado de Descargas (*Standardized Runoff-discharge Index* – SRI), desenvolvido por Shukla e Wood (2008), possui computação similar à do SPI, porém baseada em vazões de descarga hidrológicas. De acordo com Pathak et al. (2016), o índice envolve o ajuste de uma determinada função densidade de probabilidade à série histórica de vazões de uma localidade em particular. Posteriormente, assim como para o SPI, ajusta-se a uma distribuição Normal, sendo o índice também calculado para diferentes escalas de tempo.

2.2.2.4 Índice de Seca de Vazões (SDI)

O Índice de Seca de Vazões (*Streamflow Drought Index* – SDI), desenvolvido por Nalbantis e Tsakiris (2009), possui procedimento semelhante ao SRI, tendo sido desenvolvido também de forma análoga ao SPI, descrevendo a severidade e as

características de secas hidrológicas. Diversos estudos com a aplicação do índice têm sido feitos ao redor do mundo, como uma aplicação para o Irã (ZAMANI et al., 2015), e para a Índia (MANIKANDAN e TAMILMANI, 2015). Como colocado, o SDI foi desenvolvido com base na metodologia do SPI e, dessa forma, utiliza dados de vazão de descarga cumulativos em diferentes escalas de tempo, com fins de se obter resultados para diferentes distribuições e variações na severidade da seca. Para isso, são normalmente utilizados dados mensais de vazões para determinada estação, sendo admitidas falhas, e com um resultado mais acurado quanto mais longo for o registro histórico.

2.2.2.5 Índice Padronizado de Vazões (SSFI)

Introduzido por Modarres (2007), o Índice Padronizado de Vazões (*Standardized Streamflow Index* – SSFI) utiliza dados de vazão e métodos de normalização associados à metodologia do SPI. O índice pode ser aplicado em múltiplas escalas de tempo, sendo necessários dados de entrada de vazão diária ou mensal, e é facilmente calculado pela mesma metodologia aplicada ao SPI, como uma diferença entre o registro atual e a média padronizada. O índice pode então ser aplicado para o monitoramento de secas no contexto de vazões.

2.2.2.6 Outros Índices Hidrológicos

A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) também lista outros índices hidrológicos, tais como o Índice Padronizado de Disponibilidade de Reservatórios – SRSI (GUSYEV et al., 2015), sendo este para monitoramento do nível de reservatórios; o Índice Padronizado de Nível de Água – SWI (BHUIYAN, 2004), que investiga o impacto de secas em níveis de água subterrâneos; e o Índice Padronizado de Chuva e Degelo – SMRI (STAUDINGER et al., 2014), que possui metodologia similar ao SPI, porém focado em impactos de nevascas e degelo como contribuição a vazões futuras.

2.2.3 Índices Agrícolas

Nesta seção são listados alguns dos índices agrícolas para secas, listados no Manual de Indicadores e Índices de Seca (WMO, 2016).

2.2.3.1 Índice de Déficit de Evapotranspiração (ETDI)

O Índice de Déficit de Evapotranspiração (*Evapotranspiration Deficit Index – ETDI*) foi desenvolvido por Narasimhan e Srinivasan (2005) e é baseado em anomalias de escassez de água em relação à média de longo termo, sendo essa escassez considerada como a diferença entre a evapotranspiração potencial e real. O índice é útil na identificação e monitoramento de secas de curto período que afetam a agricultura e pode identificar períodos úmidos e secos, uma vez que analisa ambas evapotranspiração real e potencial.

2.2.3.2 Índice de Déficit de Umidade do Solo (SMDI)

O Índice de Déficit de Umidade do Solo (*Soil Moisture Deficit Index – SMDI*), também desenvolvido por Narasimhan e Srinivasan (2005), é baseado na umidade do solo disponível no perfil do terreno e possui um cálculo semelhante ao do ETDI. A umidade é calculada para as profundidades de 0,61, 1,23 e 1,83 metros, sendo os resultados para a medição mais rasa os mais significativos para secas de curta duração. São utilizados valores medianos, máximos e mínimos de umidade do solo ao longo da série histórica. Seu principal ponto favorável é que leva em consideração o perfil de profundidades do solo, o que torna o método adaptável a diferentes tipos de cultura.

2.2.3.3 Índice de Anomalia da Umidade do Solo (SMA)

Desenvolvido por Bergman et al. (1988), o Índice de Anomalia da Umidade do Solo (*Soil Moisture Anomaly – SMA*) teve por principal objetivo o monitoramento de impactos de secas na agricultura ao redor do mundo. Pode ser calculado com base em valores semanais ou mensais de precipitação, evapotranspiração potencial e temperatura, juntamente com dados específicos dos locais do estudo. Por conta

desses dados mais específicos, o índice varia seu cálculo de região para região, o que torna sua computação mais trabalhosa, embora mais eficiente e objetiva.

2.2.4 Outros Índices

Além das abordagens específicas meteorológica, hidrológica e agrícola, outros índices foram formulados, seja pela combinação de mais de uma das abordagens, ou então por ferramentas mais modernas de análise, como o sensoriamento remoto. A seguir, são apresentadas estas duas novas formas de análise.

2.2.4.1 Índice de Seca Agregado (ADI)

Combinando variáveis representativas de três diferentes tipos de seca, como precipitação, evapotranspiração, umidade do solo e vazão, o Índice de Seca Agregado (*Aggregate Drought Index – ADI*) foi desenvolvido por Keyantash e Dracup (2004). Sua aplicação envolve uma análise de componentes principais, com a construção de uma matriz de correlação entre as variáveis. Bayissa et al. (2018) comentam que o uso desse índice é justificado uma vez que na natureza os fenômenos ocorrem de forma conjunta e uma análise de forma mais geral pode gerar menos erros de interpretação do que ao se analisar apenas um aspecto. O ADI é definido como um índice de seca regional multivariado, que utiliza precipitação, evapotranspiração, vazão, nível de reservatórios, umidade do solo e índice de neve para o cálculo. É válido ressaltar o índice pode ser aplicado para diferentes tipos de impactos de secas, porém sua aplicação deve ser em caráter regional, preferencialmente em locais de regime climático uniforme.

2.2.4.2 Sensoriamento remoto

Com o avanço da tecnologia, qualidade de fotos de satélite e controle de drones, o sensoriamento remoto tem sido muito útil para a identificação de secas. A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) lista diversos índices baseados nesta abordagem, com boa parte deles sendo aplicada como uma análise da vegetação, com fins de se identificar impactos agrícolas. Citam-se entre esses índices

o Índice Aprimorado de Vegetação – EVI (HUETE et al., 2002); o Índice de Condições de Temperatura – TCI (KOGAN, 1995); o Índice de Condições de Vegetação – VCI (KOGAN, 1995); o Índice de Resposta a Secas da Vegetação – VegDRI (BROWN et al., 2008); e o Índice de Água na Superfície Terrestre – LSWI (CHANDRASEKAR et al., 2010).

A Organização Mundial de Meteorologia (WMO, 2016) apresenta também o Sistema de Assimilação de Dados Terrestres Globais (*Global Land Data Assimilation System – GLDAS*) (RODELL et al., 2004) como um sistema que utiliza modelos de superfície terrestre em conjunto com observações meteorológicas, classificação de vegetação e dados provenientes de satélite como base para se determinar e projetar escoamentos superficiais e outras condições do solo, tais como sua umidade. Este modelo é aplicado para o monitoramento e controle de diversas abordagens e impactos de seca.

O Índice de Seca Combinado (*Combined Drought Indicator – CDI*), desenvolvido por Sepulcre-Canto et al. (2012), é composto por três outros indicadores: o SPI, umidade do solo e dados de sensoriamento remoto de vegetação. O índice apresenta três níveis indicadores, sendo o nível de monitoramento indicando uma carência na precipitação, o nível de aviso quando se passa a um déficit de umidade do solo e o nível de alerta quando o impacto é sentido na vegetação (WMO, 2016).

Outro sistema combinado de índices criado foi o Sistema Global Integrado de Predição e Monitoramento de Secas (*Global Integrated Drought Monitoring and Prediction System – GIDMaPS*) (HAO et al., 2014), que combina as metodologias do SPI a dados de umidade do solo, juntamente com dados de satélite para assimilação. O produto é tido como uma base para monitoramento quase em tempo real, com a possibilidade de predição e antecipação de eventos de seca com múltiplos impactos.

2.2.5 Estudos de Índices de Seca

Jain et al. (2015) aplicaram seis diferentes índices de seca na bacia hidrográfica do rio Ken, localizado na Índia. Os índices estudados incluíam o Índice Padronizado de Precipitação, o Índice de Seca Efetiva (EDI), o método dos decis, o índice Z, uma modificação do índice Z para a região da China, bem como uma estatística de desvio de chuva. Os autores, por comparação, indicaram o EDI como o índice mais representativo para a região.

Já Okpara e Tarhule (2015) aplicaram três diferentes índices de seca meteorológica para a região do Alto Níger e avaliaram os índices por seis diferentes critérios de decisão. Dois dos índices são utilizados regularmente por gestores das águas da região estudada: o Índice de Anomalia Padronizado e o Índice de Área de Seca. O outro índice introduzido pelo estudo foi o Índice Padronizado de Precipitação, tendo este sido reportado como o mais representativo para as estações estudadas.

Aplicando o Índice Padronizado de Precipitação (SPI) e o Índice Padronizado de Vazões (SSFI) para bacias hidrográficas ao longo do Reino Unido, Barker et al. (2016) visaram identificar a relação de propagação entre os fenômenos meteorológicos e hidrológicos da seca. A correlação foi testada pelo coeficiente de Pearson, para escalas de tempo de um a 24 meses para o SPI juntamente com a escala de um mês para o SSFI. Para a maior parte das estações, o maior coeficiente de correlação foi obtido para o SPI relativo a um mês, seguido pelo de dois meses. Contudo, foram identificadas estações cujas melhores correlações foram com escalas de tempo de 19 e também 16 meses, estas duas localizadas no sudeste inglês. Os autores observaram, dessa forma, que regiões mais ao norte apresentaram uma relação mais rápida entre os eventos, enquanto para regiões ao sul, eventos hidrológicos são mais afetados por eventos meteorológicos mais longos. A identificação dessa correlação melhora o entendimento e aplicação do SPI também para secas hidrológicas, em locais onde dados de vazão podem não estar disponíveis.

Yao et al. (2018) aplicaram o Índice Padronizado de Precipitação e o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração visando quantificar os eventos de seca, bem como determinar sua variabilidade. Utilizaram também métodos de sensoriamento remoto com fins de visualizar mudanças espaço-temporais da vegetação presente na área de estudo, sendo esta a província de Xinjiang, localizada no noroeste da China. Os autores aplicaram os índices em escalas de tempo de um, três, seis e doze meses e os resultados obtidos foram aplicados no teste não-paramétrico de Mann-Kendall para investigar a significância da tendência dos respectivos índices. Foram encontradas tendências positivas anteriormente ao ano de 1997 e tendências negativas após esse ano, tendo o SPI demonstrado aumento nas condições de seca em 47,1% das estações, e o SPEI em 70,5%. Foi ainda aplicado o coeficiente de correlação de Pearson para a identificação de uma relação entre os índices estudados, o qual apontou uma grande correlação entre os índices, sendo esta mais forte para as escalas de tempo menores.

Myronidis et al. (2018) aplicaram 10 diferentes índices de seca a séries temporais de 88 estações fluviométricas do estado de Oregon, Estados Unidos. Os índices estudados foram o índice dos decis, o Índice de Seca Efetiva, o Índice de Severidade de Seca de Palmer, o Índice Z de Palmer, o Índice de Severidade de Seca Auto Calibrado, o Índice Padronizado de Precipitação, o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração, o Índice de Reconhecimento de Secas, além do Índice Z da China (CZI). Por análise de correlação com cinco variáveis independentes, o índice CZI, foi tido como o que melhor representa as características da região. Para este índice, os autores então realizaram um estudo de tendência por meio do teste de Mann-Kendall e também pelo teste de Pettitt. Os autores comentam que a mudança nos padrões de seca ao longo dos anos pode ser explicada como uma consequência do aquecimento global.

Bayissa et al. (2018) utilizaram seus diferentes índices para a identificação de secas da bacia hidrográfica do Alto Nilo Azul, na Etiópia. Os autores aplicaram o Índice Padronizado de Precipitação (SPI), o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração (SPEI), o Índice de Déficit de Evapotranspiração, o Índice de Déficit de Umidade do Solo, o Índice de Seca Agregado e o Índice Padronizado de Descargas (SRI). Com base nos índices aplicados, os autores desenvolveram uma matriz de correlação de Pearson entre as diferentes aplicações. Foram identificadas correlações significativas entre os índices SPI e SPEI de três meses com os índices agrícolas, enquanto o índice hidrológico SRI apresenta uma melhor correlação com os índices meteorológicos de 12 meses. Dessa forma, os autores concluem que os índices meteorológicos, em especial, estão interconectados com os demais, porém devem ser avaliados com relação à escala de tempo mais adequada à problemática em questão para cada caso particular de estudo.

Yeh (2019) realizou em seu trabalho uma análise conjunta de tendências para o Índice Padronizado de Precipitação e para o Índice de Seca de Vazões, ou seja, um estudo a respeito da relação das tendências de secas meteorológicas com hidrológicas, em oito bacias hidrográficas de Taiwan. O estudo demonstrou que a probabilidade de secas meteorológicas aumentou no outono, enquanto no inverno ambos os tipos de seca apresentaram tendências positivas de ocorrência. Já na primavera, a probabilidade de secas hidrológicas apresentou um crescimento, e no verão poucos eventos de seca foram identificados. Tais resultados são condizentes com o clima da região estudada, que consiste em um verão de precipitação abundante

e um inverno com pouca precipitação. Por esta análise também fica claro que apenas um índice pode não descrever situações de seca em sua totalidade, podendo levar a falsos julgamentos e, assim, uma análise conjunta de mais variáveis se faz necessária. Uma vez que diferentes tipos de seca ocorrem em diferentes estações, o uso de múltiplos índices de seca leva a uma descrição mais acurada das reais características apresentadas.

2.3 TENDÊNCIAS EM SÉRIES HIDROLÓGICAS

Os impactos da variabilidade climática e das atividades humanas podem resultar em mudanças graduais, também chamadas de tendências, ou então mudanças abruptas no ciclo hidrológico (JAKOB, 2013). Dado a mudanças recentes observadas em parâmetros de magnitude e frequência de variáveis hidroclimáticas, a suposição fundamental da estacionariedade da análise de frequência tradicional de modelos hidroclimáticos passa a não ser mais recomendada (MILLY et al., 2008; 2015). Tais autores afirmam que a estacionariedade em séries hidrológicas não pode mais ser considerada, uma vez que a Terra vem sofrendo mudanças antropogênicas substanciais em seu clima, alterando padrões de precipitação, evapotranspiração e taxas de descarga de rios. Sendo assim, a suposição da estacionariedade para séries hidrológicas é dita datada, conduzindo a falhas graves na gestão de riscos.

Outro motivo, além da identificação da não estacionariedade de uma série hidrológica e sua relação com variações do clima ou alterações antrópicas, para a análise de tendências, é o fato de que para boa parte das aplicações de hidrologia estatística assume-se uma condição de estacionariedade e homogeneidade (NAGHETTINI e PINTO, 2007). Dessa forma, séries que não apresentam tais características necessitam de um tratamento diferenciado.

Tucci (2002) descreve uma série estacionária como um conjunto de dados com uma função de distribuição de probabilidades invariante no tempo, com estatísticas constantes, o que significa que a série não possui tendências nem pontos de mudança. Milly et al. (2008) colocam ainda a estacionariedade como uma condição em que o sistema natural flutua dentro de um envelope de variabilidade não mutável e implica que as variáveis com essas condições são invariantes no tempo, ou então com variações sazonais, para funções densidade de probabilidade. Nessas

condições, tais funções são utilizadas para avaliar e gerenciar riscos relacionados às variáveis hidrológicas.

É importante ressaltar, então, que os padrões de não estacionariedade são complexos, suas incertezas são grandes e é um campo em que ainda precisa de grande aprofundamento de estudos (MILLY et al., 2008). Portanto, estudos de modelos probabilísticos para variáveis ambientais devem ser revistos, a fim de otimizar os modelos. Com essa função, análises estatísticas de tendência, como os testes de Mann-Kendall e de Spearman rho (DETZEL e MINE, 2014; SANTOS et al., 2016) e identificação de pontos de mudança brusca em séries, que pode ser identificado pelo teste de Pettitt (SANTOS et al., 2016; YEH et al., 2015), são métodos que passaram a ser empregados com uma maior frequência em estudos mais recentes.

De acordo com Joseph et al. (2013), a identificação de tendências sazonais de variáveis hidrológicas, como precipitação e vazão, contribui para a compreensão da variabilidade climática global. Esse estudo é essencial para o desenvolvimento de modelos hidrológicos, modelos de previsão e para uma melhor gestão dos recursos hídricos. Um maior entendimento a respeito da variação temporal da precipitação pode ser obtido com base em estudos de tendência de dados de chuva para períodos mais longos de tempo. Pode-se aplicar testes estatísticos para tais estudos, sendo que para muitos desses testes, deve-se supor que os dados são normalmente distribuídos, que tenham uma distribuição estatística idêntica e que sejam independentes. A independência é violada no caso de séries que apresentem autocorrelação (KUNDZEWICZ e ROBSON, 2004).

Diversos autores têm investigado a não estacionariedade em séries de vazões, porém o estudo de padrões de mudanças de vazões regionais são complexos (MILLY et al., 2005). Essa complexidade reside na identificação do fator principal de contribuição significativa para as alterações. Estudos como o de Labat et al. (2004) e Gedney et al. (2006) apresentaram o aumento da vazão relacionada a mudanças no clima, por influência direta da precipitação. Já outros trabalhos, como o de Santos et al. (2016), atribuem o aumento da vazão a alterações na cobertura vegetal. Milly et al. (2008) coloca que além das intervenções humanas, a estacionariedade é influenciada por forças da natureza, tais como as mudanças climáticas naturais e variabilidades internas. Dessa forma, deve-se estudar a fundo e identificar as causas que podem

levar à não-estacionariedade das séries hidrológicas, ajustando análises de intervenções humanas com variações climáticas.

Como mostrado, já se discute que as tendências de vazão em rios não podem ser totalmente explicadas pelas tendências na precipitação e temperatura, devido a efeitos de fatores adicionais, como mudanças no uso do solo (LETTENMAIER et al., 1994). Hörmann et al. (2005) afirmam que o comportamento hidrológico de bacias hidrográficas e a dinâmica de descarga são alterados conjuntamente por mudanças climáticas e alteração no uso de solo. A alteração da vazão dos rios também é afetada por atividade humana, em especial pela construção de reservatórios, que regularizam e controlam o regime hidrológico (ARNELL e GOSLING, 2013). Nilsson et al. (2005) pontuam que mais de 15% da vazão anual total dos rios ao redor do mundo passa por uma barragem. Bormann e Pinter (2017) ainda pontuam que o gerenciamento de barragens e reservatórios a montante têm forte ligação com o controle de vazões mínimas, bem como medidas de recuperação hídrica.

As mudanças hidrológicas apresentam ao mesmo tempo riscos e oportunidades para os gerenciadores do uso da água (POSHTIRI e PAL, 2016). Para formular e implementar estratégias de gerenciamento de riscos eficazes, é necessário conhecer e detectar onde, quando e como tais mudanças passaram a acontecer, bem como se situar na situação atual. Milly et al. (2008) afirmam que o conceito de estacionariedade em séries hidrológicas foi muito comprometido por distúrbios causados pelo homem nas bacias hidrográficas. Riscos de enchente e secas, bem como a qualidade da água, são afetados por infraestrutura hídrica construída, como modificação de canais, drenagens, barragens, e também afetadas por mudanças na cobertura e uso do solo.

Do ponto de vista do gerenciamento de recursos hídricos regional, alguns estudos chegaram a resultados satisfatórios na quantificação dos efeitos das mudanças climáticas e atividades humanas nas vazões médias anuais ou mensais, como os trabalhos de Liu et al. (2009) e Ma et al. (2010). Contudo, é difícil distinguir a contribuição de cada um desses fatores separadamente, devido às incertezas das interações existentes (YANG et al., 2018).

Com fins de distinguir os impactos de mudanças climáticas e distúrbios causados pelo homem nos regimes de vazão, Yang et al. (2018) assumiram dois principais fatores para a mudança de vazões: mudanças climáticas em grande escala, normalmente afetando a precipitação e aumentando a temperatura, e atividades

humanas em escala local, tais como retirada de água e mudanças no uso do solo. Tais fatores, segundo Jiang et al. (2011), podem ser tratados como variáveis independentes. Também é assumido que as vazões a montante de barramentos geralmente não são controladas por operações humanas. Sendo assim, as mudanças nos regimes de vazão para essas regiões estariam atribuídas aos impactos de mudanças climáticas. No entanto, de acordo com Yang et al. (2018), a ignorância a respeito da alteração induzida pela variação climática é um grande limitante para uma análise eficiente dos dados existentes.

Radziejewski e Kundzewicz (2004) apontam que a falha de identificação de uma tendência estatística significativa para séries temporais hidrológicas não implica na inexistência de uma tendência existente. A tendência pode estar presente, mas não se adéqua ao nível de confiabilidade da significância estatística, dependendo da magnitude da tendência, da variabilidade interanual dos dados, do tamanho da série histórica e também do período de análise (STAHL et al., 2010). Sadri et al. (2016) explicam que mesmo com a série histórica de determinada estação sendo considerada não-estacionária, é necessária uma análise mais profunda do regime hidrológico. Tal série parcial pode conter dois regimes estacionários separados por um ponto de mudança abrupto, ao invés de uma tendência contínua. Neste caso, assume-se que este ponto corresponde a uma intervenção humana, ou então relacionado ao fenômeno da variabilidade climática.

2.3.1 Tendências em Extremos Mínimos

Um ponto importante levantado por Knox (2000) é a de que pequenas mudanças médias climáticas podem levar a grandes mudanças em extremos. Variáveis hidroclimáticas tendem a apresentar comportamento de persistência quando se trata de extremos, como no caso de cheias e secas (TAN et al., 2017). Koutsoyiannis (2006) aponta que a persistência de longo termo pode influenciar tendências estimadas por métodos convencionais, com suposições de independência, como o caso do teste de Mann-Kendall, que tende a superestimar a significância de tendências de dados com persistência de longo termo. A consideração de uma persistência de longo termo é usualmente relacionada a anomalias climáticas de grande escala, ou então a anomalias interanuais ou até interdecadais. Tal consideração pode explicar certos comportamentos não-estacionários, como

tendências temporais em uma série histórica (KOUTSOYIANNIS, 2006; POTTER, 1976).

Sivapalan et al. (2003) dividem as pesquisas a respeito de mudanças nas vazões mínimas e nas secas em dois grupos. O primeiro abrange o funcionamento de uma bacia hidrográfica, interpretando a resposta da vazão em uma escala menor. Inclui análises de tendência estatísticas de características observadas, como vazão mínima anual, sendo esta a base para interpretação das causas dos processos. Com esta abordagem, se enquadram os estudos de Giuntoli et al. (2013), para a França, e Hannaford e Buys (2012), para o Reino Unido. Neste caso, as análises de tendência foram realizadas pontualmente, estação por estação, não sendo muito conclusivo a respeito de processos climáticos a uma escala maior (LAAHA et al., 2016). Esta análise regional de tendências é baseada em estatísticas de significância de campo, ou então procedimentos de análise de blocos (WILSON et al., 2010), ou, ainda, através de uma interpretação regional de padrões de tendência, como mostrado por Stahl et al. (2010). Laaha et al. (2016) comentam que essa abordagem é baseada em um número menor de suposições, sendo diretamente baseada em observações, porém uma extrapolação para o futuro se torna mais especulativa.

O segundo grupo citado por Sivapalan et al. (2003) envolve um modelo em cascata, no qual modelos gerais de circulação alimentam modelos climáticos regionais, e as saídas destes, normalmente precipitação e temperatura do ar, são base para modelos hidrológicos de vazões futuras. Segundo este tipo de pesquisa, se enquadram os trabalhos de Prudhomme et al. (2012) para o Reino Unido, e de Wong et al. (2011) para a Noruega. Esta abordagem, segundo Laaha et al. (2016) possui um maior potencial para projeções futuras. Porém, devido à resolução espacial dos modelos atmosféricos ser um tanto grosseira, eventos climáticos locais podem não ser muito bem explicados, levando a projeções de temperatura do ar terem resultados mais robustos do que projeções de precipitação.

Alguns fatores que impactam diretamente vazões mínimas em rios são o aumento da temperatura e a mudança sazonal dos padrões de precipitação (IPCC, 2014). Bormann e Pinter (2017) colocam ainda toda a gama de modificações e usos humanos nos rios como outro fator de grande importância para tais mudanças nas vazões. Por projeções climáticas realizadas por pesquisadores do IPCC (2014), prediz-se um grande aumento de secas meteorológicas para as próximas décadas, decorrente de modificação dos padrões de circulação atmosférica, sendo confirmado

um aumento na frequência e magnitude de períodos secos no estudo de Serra et al. (2014) para regiões da Europa.

Teegavarapu et al. (2013) reportam a variabilidade espacial e temporal de extremos precipitados para o estado da Flórida, EUA, relacionando com oscilações oceânico-atmosféricas. Dentre estas oscilações, destacam-se três: Oscilação Multidecadal do Atlântico (AMO), Oscilação do Sul El Niño (ENSO) e Oscilação Decadal do Pacífico (PDO). Relacionando os dados de precipitação com as diferentes fases da AMO, os autores chegaram a resultados que apontaram que os extremos de fases quentes eram superiores aos apresentados de forma geral. Com base neste resultado, ressalta-se que a variabilidade climática é um fator de importância atrelado aos fenômenos hidrológicos.

2.4 TESTES ESTATÍSTICOS PARA TENDÊNCIAS

Testes estatísticos paramétricos e não-paramétricos podem ser aplicados para a identificação de tendências monótonas e variáveis. Contudo, testes não paramétricos são preferíveis, uma vez que, em geral, apresentam melhor performance e maior eficiência no caso de amostras com grande quantidade de dados, e para grande parte de distribuições não-normais (HIRSCH et al., 1991). Testes não paramétricos de tendência são recomendados, uma vez que estes testes são robustos ao se tratar da não-normalidade, não-linearidade, dados faltantes, dependências e *outliers* das séries aplicadas (HAJANI e RAHMAN, 2018; ISHAK et al., 2013). Bormann e Pinter (2017) pontuam que eventos extremos usualmente possuem uma distribuição não-normal, e dessa forma, os testes não-paramétricos são recomendados para tais estudos.

Caso a série temporal possua características de autocorrelação, os resultados para os testes de tendência aplicados podem ser afetados. Para o caso de uma autocorrelação positiva, em que não se identifique uma tendência monótona, o resultado pode apontar erroneamente uma tendência. De maneira similar, para dados negativamente correlacionados também há falha na identificação de tendências existentes (BASISTHA et al., 2009). Serinaldi e Kilsby (2016) pontuam que testes de identificação de mudanças bruscas, tais como pontos de mudança, são mais afetados pelo efeito da correlação do que testes de identificação de tendências de variação lenta e monótona. Bayazit (2015) comenta que a eliminação dos efeitos de correlação

serial em tendências é um problema complicado, devido à mutua interação entre a autocorrelação e a tendência em si.

2.4.1 Teste de Mann-Kendall

O teste não paramétrico de Mann-Kendall (KENDALL, 1975; MANN, 1945) pode ser utilizado para a avaliação da significância de tendência temporal em uma série histórica (YUE et al., 2002). Mann (1945) formulou o teste não-paramétrico para detecção de tendências monótonas, enquanto Kendall (1975) derivou a distribuição estatística do teste para testar tendências não-lineares e também pontos de inflexão. Tan et al. (2017) citam que o teste tem sido vastamente recomendado para a detecção de tendências estatísticas significativas para séries temporais de variáveis hidroclimáticas, uma vez que é robusto para dados que podem conter *outliers* e tendências não lineares. Poshtiri e Pal (2016) pontuam que este método permite que variações de alta frequência, tais como múltiplos pontos de mudança, sejam ignorados. Além disso, sua estatística é baseada no sinal das diferenças e não diretamente nos valores das variáveis aleatórias, o que melhora o ajuste para a presença de *outliers*. O teste é aplicado para a significância de uma tendência linear, utilizando para isso as diferenças em dados consecutivos. Yeh (2019) afirma que os resultados do teste de Mann-Kendall não são muito afetados por valores extremos ou então por dados faltantes em sequências históricas.

Zhang et al. (2001) sugerem a remoção prévia da autocorrelação da série, que pode afetar o teste, enquanto Yue et al. (2002) propõem um método sem esta remoção, uma vez que este pode levar à alteração na magnitude da tendência. Piyoosh e Ghosh (2017) colocam que muitas pesquisas desenvolveram técnicas modificadas do teste de Mann-Kendall para dados com autocorrelação, como os propostos por Von Storch (1999), Yue et al. (2002), Serinaldi e Kilsby (2016), Hamed e Rao (1998), Yue e Wang (2004) e Hamed (2008).

2.4.2 Estimador de Theil-Sen

O estimador não paramétrico de Theil-Sen foi proposto por Theil (1950) e por Sen (1968), e é utilizado na estimação da magnitude de tendências temporais (HIRSCH et al., 1991). O método é também referenciado como estimador da

inclinação de Sen, computando a inclinação entre todos os pares de dados, e estimando um valor médio dentre todos os valores possíveis. Como resultado, têm-se valores de inclinação positivos e negativos, indicando tendências de aumento e decréscimo, respectivamente.

2.4.3 Teste de Spearman Rho

O teste de Spearman rho (SIEGEL, 1956) é um outro método não paramétrico baseado em classificação utilizado para análises de tendências (YUE et al., 2002; SANTOS et al., 2016). Sua aplicação consiste em uma correlação ranqueada, sendo avaliadas as dependências entre a posição de duas variáveis em uma função monótona. O teste, segundo Yue et al. (2002), assim como o teste de Mann-Kendall, pode ser utilizado para detectar tendências monótonas, porém desde que este último foi difundido por Hirsch et al. (1982), o teste de Spearman rho passou a ser menos utilizado, ainda que produza resultados muito semelhantes e confiáveis.

2.4.4 Teste de Pettitt

O teste não-paramétrico de Pettitt (1979), segundo Tan et al. (2017), tem sido vastamente utilizado na detecção de pontos de mudança em séries hidroclimáticas, sendo também um teste robusto para *outliers* e dados de diferentes distribuições de probabilidade. Com uma metodologia não paramétrica, e considerando uma série com N dados, divide-se a série em duas amostras, representadas por X_1, \dots, X_t e X_{t+1}, \dots, X_N . Testam-se então ambas tendências estatísticas, comparando-as. Dessa forma, o teste identifica a quebra em que essa mudança na tendência seja estatisticamente mais significativa.

Com uma modificação semelhante àquela feita para o teste de Mann-Kendall, Serinaldi e Kilsby (2016) propuseram uma correção ao teste de Pettitt, sem a remoção prévia da autocorrelação, e de forma não tendenciosa, para que o mesmo seja adequado a dados com autocorrelação.

2.4.5 Teste de Ljung-Box

O teste não-paramétrico de Ljung-Box (LJUNG e BOX, 1978) testa a autocorrelação em séries. Tal análise tem sua importância uma vez que para casos de dados autocorrelacionados, os demais testes de tendência caracterizarão muitas sequências na série histórica sendo relacionadas, aumentando dessa forma a taxa de rejeição da hipótese nula da não alteração (SERINALDI e KILSBY, 2015).

2.4.6 Método da Vizinhança Segmentada

A tabela de soma cumulativa (CUSUM) desenvolvida por Page (1954, 1961) é um método estatístico de detecção de processos de mudança em séries de dados climáticos. O método trabalha com desvios cumulativos acima e abaixo de um valor pré-estabelecido, em geral a média da distribuição (MONTGOMERY, 2009).

Com base no método CUSUM, Auger e Lawrence (1989) propuseram o algoritmo da Vizinhança Segmentada, explorado mais a fundo por Bai e Perron (1998). O método, chamado de SegNeigh, pode ser utilizado para a identificação de múltiplos pontos de mudança abrupta. Killick e Eckley (2014) explicam que a hipótese nula é a da não existência de um ponto de mudança, enquanto a hipótese alternativa é a existência de m pontos de mudança. A hipótese nula é testada pela máxima verossimilhança logarítmica.

2.5 ESTUDOS DE TENDÊNCIA NO MUNDO

Ventura et al. (2002) avaliaram tendências de temperatura e precipitação em Bologna, Itália, mostrando uma tendência significativa positiva para a série de temperatura, enquanto a precipitação demonstrou uma tendência negativa. A avaliação inicial foi visual, após traçado da série histórica, seguida por validação pelo teste de Mann-Kendall. Já Fu et al. (2004) avaliaram as tendências de temperatura na bacia hidrográfica do rio Yellow, na China, também utilizando o teste de Mann-Kendall. Foi observada uma tendência positiva mais significativa para as séries de temperaturas mínimas do que para as séries de temperaturas médias e máximas. Os autores ainda analisaram séries de precipitação e de vazão para a bacia, notando

uma diminuição nos valores de vazão e sem uma mudança significativa para a precipitação.

Jiang et al. (2007) aplicaram o teste de Mann-Kendall e uma análise de regressão simples para avaliar tendências espaciais e temporais de precipitação e descarga para a bacia do rio Yangtze, localizada na China. Como resultado, foram indicados uma tendência de aumento significativo na frequência de chuvas, no volume de precipitação no verão e no volume de vazão para quase todas as estações analisadas.

Comparando tendências hidroclimáticas pelo teste de Mann-Kendall, o estudo de Xu et al. (2010) avaliou a bacia do rio Tarim, China, na qual ficou registrado uma tendência positiva para a temperatura média anual e para a precipitação. Para as estações fluviométricas estudadas, foi observado que em regiões montanhosas a tendência foi positiva, já para as áreas mais baixas, registrou-se uma diminuição na vazão. De maneira similar, Tabari e Talaei (2011) analisaram tendências de longo termo para valores máximos, mínimos e médios de temperatura do ar e precipitação para partes do Irã. Aplicando os testes de Mann-Kendall e o estimador de Sen, resultados mostraram uma tendência de aumento nas temperaturas se iniciando por volta de 1970 para a maior parte das estações estudadas.

Também em estudo para o Irã, Ramazanipour e Roshani (2011) avaliaram dados de precipitação e descarga. Pela aplicação do teste de Mann Kendall, e também por interpretação visual, os autores identificaram tendências similares para as séries, bem como uma possível mudança abrupta na série, e comprovaram uma correlação forte entre as tendências de precipitação e vazão encontradas. Já Abghari et al. (2013), por meio de métodos não paramétricos aplicados a estações da região noroeste do Irã, mostraram resultados de tendências negativas para vazões e uma não percepção de tendência significativa para precipitações. Os testes aqui aplicados foram Spearman rho, tau de Kendall, Theil-Sen e também o teste de Mann-Kendall. Mesmo com tendências não identificadas para as precipitações, os autores afirmam a existência de uma forte relação entre as variáveis precipitação e vazão em escala anual.

Uliana et al. (2015) realizaram um estudo para detecção de tendência em séries históricas de vazão e precipitação para o município de Alegre, Espírito Santo. Os autores utilizaram o teste de Pettitt para a identificação de um ponto abrupto de mudança para séries mensais de vazão e precipitação. Para as séries de vazão, foi

identificado um ponto de quebra no ano de 1962 para o mês de Outubro. Já para as séries de precipitação, foram identificadas mudanças nos meses de Agosto e Setembro, ocorrendo nos anos de 1967 e 1964, respectivamente. Os autores relacionam o aumento das vazões do mês de Outubro com o aumento das precipitações ocorridas em Setembro, porém também pontuam que o aumento pode estar associado a mudanças no uso e ocupação do solo.

O trabalho realizado por Sadri et al. (2016) teve por objetivo examinar a não-estacionariedade de vazões mínimas na porção leste dos Estados Unidos, em séries sem potenciais efeitos da intervenção humana, avaliando assim os impactos da variabilidade climática. Foram utilizados testes estatísticos não-paramétricos para a identificação de mudanças graduais e abruptas nas séries de vazões mínimas estudadas, sendo eles o teste de Mann-Kendall, teste de Pettitt e teste de Ljung-Box. Foram avaliadas séries de vazões mínimas diárias, e também de médias móveis para sete, 30 e 90 dias. Também foram analisadas as correlações com precipitações antecedentes, visando o entendimento da influência das mudanças na precipitação e demandas atmosféricas nas mudanças das vazões. Os autores chegaram a resultados de aumento da vazão mínima para a região nordeste do estudo, o que é relacionado ao aumento na precipitação da região para os últimos 50 anos. Já para a região sudeste, as tendências de vazões apresentadas foram negativas, embora a precipitação também tenha aumentado.

Poshtiri e Pal (2016) em seu trabalho avaliaram padrões espaciais de tendências não-estacionárias para diferentes indicadores de seca hidrológica para os Estados Unidos. Como indicadores, foram avaliados a vazão mínima de sete e 30 dias, o número total de dias secos, o período seco hidrológico e também o déficit cumulativo de vazão. Para as tendências foi utilizado o teste de Mann-Kendall. Os autores também avaliaram mudança nos padrões de tendências monótonas ou então variações interdecadais, mantendo-se o ano de início da série constante, e variando-se o final. Como resultados, foi verificado nos Estados Unidos um número maior de estações que apresentam tendências positivas do que negativas, porém o número de estações com tendências negativas vêm crescendo nas últimas quatro décadas, enquanto o número de estações com tendências positivas vêm diminuindo. Também ficou registrado uma completa mudança nas tendências em algumas regiões ao norte do país por volta dos anos 1980,

Kam e Sheffield (2016) estudaram estações fluviométricas e pluviométricas da porção leste dos Estados Unidos, computando-se a vazão mínima de sete dias (Q_7) para as vazões e cumulativos de precipitação antecedente de um a doze meses. Um teste a respeito de mudanças bruscas foi aplicado para os dados de vazão, usando para isso o teste de Pettitt. As tendências foram então analisadas por três variações do teste de Mann-Kendall, sendo o teste sem autocorrelação, teste com autocorrelação de uma defasagem e sem branqueamento, e o teste com uma completa estrutura de autocorrelação. Ao se relacionar a correlação entre a Q_7 e as precipitações antecedentes, foi verificado para a maior parte das estações uma correlação máxima entre a Q_7 e precipitações antecedentes entre um e três meses. Aplicado o teste de Mann-Kendall para as vazões, foram verificadas, entre as 149 estações estudadas, 12 estações com tendência significativa positiva, e 11 estações com tendência significativa negativa.

Santos et al. (2016) aplicaram os testes estatísticos não paramétricos de Mann-Kendall, Spearman rho e de Pettitt para séries de precipitação e vazão para a bacia do Rio Pardo, localizada na região Sudeste brasileira. Os autores identificaram uma tendência crescente para a série de vazão pelos testes de Mann-Kendall e Spearman rho, tendo o ano de 1975 sendo identificado como ponto de quebra pelo teste de Pettitt. Ao aplicar os dois primeiros testes na série de precipitação, a hipótese nula foi aceita, ou seja, não foi identificada uma tendência significativa de aumento ou redução de precipitação na área. Desta forma, os autores analisaram o uso de solo e mudanças na cobertura vegetal, e observaram a crescente antropização e substituição da vegetação natural por pastagem plantada e culturas agrícolas. Desta forma, os autores concluem que a não estacionariedade da série de vazão está mais atrelada às mudanças no uso do solo do que a variações climáticas.

Teegavarapu e Nayak (2017) aplicaram testes de tendência a certos índices de precipitações extremas recomendados pela Organização Mundial de Meteorologia (2009): máximo valor anual ($Rx1day$), frequência de chuvas pesadas acima de 25,4mm ($R25mm$), frequência anual de chuvas pesadas acima de 50,8mm ($R50mm$), e precipitação máxima de 5 dias ($Rx5day$). Os autores também analisaram a tendência para a precipitação total anual. Avaliando a região da Florida, EUA, e aplicando os testes de Sen e de Mann-Kendall, os resultados encontrados não apresentaram uma tendência significativa às variáveis estudadas.

Tan et al. (2017) avaliaram tendências e pontos abruptos de mudança para séries de precipitação máxima anual e sazonais para 223 estações localizadas ao longo do Canadá. Foram utilizadas variantes do teste de Mann-Kendall considerando influências de persistência de curto e longo termo, bem como consideradas anomalias climáticas de larga escala. O teste de Pettitt também foi utilizado para avaliar os pontos abruptos de mudança. Os resultados mostraram um misto de tendências positivas e negativas para as séries. A maior parte das séries mostrou uma tendência positiva significativa para a primavera, verão e outono, enquanto uma tendência significativa negativa para o inverno. Os autores apontaram efeitos da persistência de curto período na detecção de tendências pelo teste de Mann-Kendall com a consideração do efeito sazonal. Com relação aos pontos abruptos de mudança, mais de 1/4 das estações foram identificadas com uma mudança abrupta, localizada entre os anos de 1960 e 1990,

Bormann e Pinter (2017) investigaram tendências para vazões mínimas anuais, déficits de descarga e duração de vazões baixas em 79 estações localizadas na Alemanha. Os diferentes indicadores de vazão mínima obtiveram um padrão espacial similar, embora cada um seja utilizado para um objetivo específico diferente no gerenciamento dos recursos hídricos. Os autores utilizaram a regressão linear por mínimos quadrados nos dados que se classificaram como distribuídos normalmente, bem como os testes não-paramétricos de Mann-Kendall para significância de tendência linear, Mann-Kendall para significância de tendência exponencial e os testes tau de Kendall e de Spearman rho para coeficientes de correlação não-paramétrica. A maior parte das estações apresentou uma tendência positiva, porém os autores afirmam que a mudança climática não é o fator preponderante para este aumento, sendo causado principalmente por gerenciamento de reservatórios. Desta forma, os autores concluem que os impactos hidrológicos causados por mudanças climáticas são vastos e significativos, porém a atividade humana no gerenciamento hídrico é o condicionante hidrológico dominante para grande parte dos rios.

Piyosh e Ghosh (2017) estudaram os efeitos da autocorrelação em tendências monótonas e com mudanças abruptas para séries de precipitação sazonais e anuais para estação pluviométrica localizada na cidade de Dehradun, Índia. Foram aplicados os testes de Pettitt e de Mann-Kendall, utilizando também variações destes testes que minimizam os efeitos da autocorrelação nas séries temporais. Para o estudo de pontos de mudança, também foram aplicados os métodos

CUSUM e o método da Vizinhança Segmentada para a identificação de múltiplos pontos de mudança. Os autores concluíram que os métodos alternativos removem os efeitos da autocorrelação para os testes, tornando-os mais eficazes ao representar a realidade do fenômeno. Os resultados do trabalho mostraram um ponto de mudança de tendência pelo método de Pettitt para o ano de 1970, comprovado pelo método alternativo. O ano também foi um dos diferentes pontos encontrados pelo método da Vizinhança Segmentada, com mudança identificada nos anos de 1931, 1970 e 1987. Dividindo-se a série histórica no ano de 1970, os autores identificaram tendências positivas significativas para os dois períodos, porém com intensidades diferentes. Ao se analisar o período inteiro, entre 1901 e 2012, uma tendência negativa foi identificada para a estação de inverno, enquanto para as outras estações e para a série anual, não foram identificadas tendências significativas.

Kazemzadeh e Malekian (2018) avaliaram as tendências hidroclimáticas para a região norte do Irã, próxima ao mar Cáspio, em séries iniciando no ano de 1981. Foram aplicados 5 testes não paramétricos vastamente conhecidos: teste de Mann-Kendall, estimador de Sen, teste tau de Kendall, teste de Spearman rho e o teste de Pettitt. Foram verificadas tendências negativas para as vazões, com o ponto de mudança variando entre 1994 e 1997. Ao contrário das vazões, as tendências de temperatura e precipitação se mostraram, para a maior parte das estações, positivas. Com relação ao teste de Pettitt para a identificação de pontos abruptos de mudança, para os dados de precipitação os resultados deste teste foram não significativos, sendo notados apenas para as séries temporais de temperatura e descarga.

Hajani e Rahman (2018) aplicaram o teste não paramétrico de Mann-Kendall para examinar tendências de oito diferentes índices ligados à precipitação para o estado de New South Wales, Austrália, sendo eles: média anual, total anual, máxima chuva diária, número total de dias chuvosos, número total de dias com chuva leve, número total de dias com chuva moderada, número total de dias com chuvas intensas, número total de dias com chuvas extremas. Os autores também aplicaram o teste não-paramétrico de Pettitt para a identificação de um ponto de mudança de tendência para a série de vazão máxima diária. Os testes mostraram uma variação nas tendências dos índices, como para o caso do total anual e máxima precipitação diária, que apresentaram, em sua maior parte, tendências negativas, enquanto o total do número de dias chuvosos apresentou uma tendência positiva. Os autores, porém, não

encontraram uma coerência para a relação espacial, sazonal e homogeneidade dos resultados.

Yang et al. (2018) utilizaram o teste de Pettitt para a detecção de pontos de mudança para séries de vazões anuais no período de 1959 a 2005 do rio Sha, localizado ao norte da China. O teste foi aplicado tanto para séries de vazão quanto de precipitação e ambos foram comparados, tendo atingido resultados similares quanto à mudança das séries no ano de 1979.

2.5.1 Tendências em Índices de Seca

Em estudo realizado para a região da Índia, Das et al. (2016) aplicaram o SPEI para o período entre 1901 e 2008 para quatro diferentes regiões do país, em uma escala de tempo de três meses, que facilita o estudo de tendência sazonal para o índice. Utilizando o teste de Mann-Kendall e o estimador de Sen, os autores reportaram uma tendência crescente de seca nas regiões nordeste, central e peninsular do país. Ao se analisar o período específico de monções, um aumento de secas foi sentido principalmente nas regiões central e nordeste. Além do índice em si, foram utilizadas séries históricas de precipitação e evapotranspiração potencial no estudo de tendências, a fim de se identificar possíveis relações com as causas das evoluções. Foram identificadas relações do aumento de secas meteorológicas com a diminuição da precipitação e também aumento da evapotranspiração no nordeste do país, e o inverso para a região noroeste. Já para as regiões central e peninsular, apenas a precipitação apresentou uma relação significativa com o aumento das secas.

Trnka et al. (2016) avaliaram tendências para quatro diferentes índices de seca para a região da Europa Central, englobando a República Tcheca, Eslováquia e o norte da Áustria. Foram aplicados o Índice Padronizado de Precipitação, o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração, o Índice de Severidade de Seca de Palmer e o Índice Z para séries históricas de 1961 a 2014, sendo posteriormente condensados em índice integrado, que leva em conta a porcentagem de meses de seca de acordo com cada um dos quatro índices aplicados. Dividida a série em dois períodos, foram comparados o número de eventos de seca entre os períodos atual e passado, tendo sido observado um aumento de ocorrências de eventos principalmente na região central estudada. Aplicado o teste de Mann-Kendall para os índices estudados, menos de 20% das estações apresentaram tendência significativa

para o SPI, sendo a maior parte tendências de aumento de eventos chuvosos. Já para os outros índices, em torno de 34% das estações apresentaram tendências negativas, ou seja, um aumento de secas. Desta forma, os autores relacionam este aumento com um aumento na temperatura, já que a precipitação é considerada estacionária.

Katchele et al. (2017) aplicaram o Índice de Severidade de Seca Auto Calibrado e também o Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração visando identificar a evolução de secas na região norte da China, estudando dois períodos: 1901 – 2010 e 1951 – 2010, Ambos os índices para os dois períodos foram calculados em escalas mensais, e seus resultados aplicados em uma regressão linear e no teste de Mann-Kendall. Ao se analisar os resultados pela regressão linear, tendências negativas foram identificadas, ou seja, os índices apresentaram maiores tendências a secas. O decréscimo dos índices é mais evidente ao se analisar apenas o período mais recente, o que indica que o efeito da intensificação é mais recente. Porém, ao se aplicar o teste de Mann-Kendall, as tendências apresentadas não foram enquadradas como significantes a um nível de 95% de confiabilidade.

No estudo de Byakatonda et al. (2018) foi aplicado o teste de Pettitt como um teste de uniformidade para séries de precipitação e, posteriormente, foram investigadas tendências lineares de 14 estações distribuídas espacialmente em Botsuana. Os autores apontaram uma tendência negativa na precipitação ao ponto em que uma tendência positiva se apresenta para a temperatura. Dadas tais características, os autores investigaram como tais variáveis climáticas influenciam no comportamento de secas, com o cálculo do Índice Padronizado de Precipitação e do Índice Padronizado de Precipitação e Evapotranspiração em escalas de um, três, seis, 12, 18 e 24 meses. Tais índices foram aplicados nos testes não paramétricos de tendência de Mann-Kendall e estimador de Sen, bem como utilizado o coeficiente de correlação de Spearman para avaliar os dois índices conjuntamente. No geral, foram identificadas tendências a períodos mais secos, porém em poucas estações foi-se atingido um nível de confiância de 95% dos testes, logo, rejeitou-se a hipótese de alteração dos índices para a maior parte das estações. Apontou-se que o SPEI teve resultados mais significativos à presença de uma tendência do que os resultados do SPI, embora em todos os casos os índices tenham apresentado correlação superior a 50%, chegando até a 96% para escala de tempo de 12 meses. Dada esta relação, mostra-se que a deficiência na precipitação é o fator dominante na ocorrência das secas na região, comprovada pela tendência apresentada para o próprio indicador.

2.6 CONSIDERAÇÕES

Dada a problemática de eventos climáticos extremos, em especial o caso de secas, observa-se o impacto sofrido em diversos aspectos, tanto ambientais como sociais. Secas afetam diretamente a disponibilidade de recursos hídricos, declínio de florestas e ecossistemas aquáticos, e de forma indireta a economia, por déficits energéticos e também conflitos pela posse de água. Sendo assim, o conhecimento desse fenômeno é de extrema importância para um melhor gerenciamento da problemática envolvida. Dessa forma, índices de seca são utilizados para o monitoramento e quantificação da magnitude de tais eventos, tendo sido elaboradas diversas abordagens, com aspectos diferentes analisados.

Por possuir diferentes abordagens, secas podem ser analisadas também por diferentes variáveis e pontos de vista, o que fundamenta os diversos índices existentes. Assim, listam-se os índices meteorológicos, hidrológicos, agrícolas, socioeconômicos e também índices combinados. Cada uma dessas abordagens analisa diferentes aspectos de fenômenos de seca, tais como precipitação, vazão de rios, umidade do solo de certa região, impactos na geração de energia, dentre outros. Nota-se, contudo, que as parcelas primárias, ou seja, as que primeiro influenciam em crises como um todo, são a meteorológica e hidrológica.

A respeito dos índices estudados, observa-se a variedade de dados de entrada necessários para cada cálculo. Tais dados variam desde séries históricas de precipitação, vazão, evapotranspiração, umidade do solo, temperatura, até dados de cobertura vegetal, relevo e também monitoramento por satélite. Um fator determinante, então para o cálculo de tais índices está na disponibilidade de dados consistidos e em uma série histórica de tamanho adequado.

Certos índices também são ditos padronizados, ou seja, valores de magnitudes locais são transformados em valores padrões, o que permite a comparação dos índices para locais distintos. Sendo assim, possuem uma boa aplicação no objetivo de verificar regiões de comportamento semelhante, mesmo que estejam em áreas de características diferentes. Como visto pelos estudos analisados, em se tratando de secas meteorológicas o índice mais utilizado foi o Índice Padronizado de Precipitação (SPI), que gera bons resultados se baseando apenas em dados históricos de precipitação. Com uma abordagem semelhante, para a análise

de secas hidrológicas tem-se o Índice de Secas de Vazões (SDI), necessitando apenas de séries históricas de vazões.

Dado o contexto de mudanças climáticas, é esperado que o comportamento de variáveis hidro-climatológicas esteja sofrendo alterações, o que leva também a alterações na ocorrência e magnitude de eventos extremos, como o caso das secas. Dessa forma, o estudo de tendências visa identificar e classificar tais mudanças por meio de testes estatísticos.

Ao se tratar de tendências lineares, o teste mais utilizado para os estudos é o teste de Mann-Kendall. Já para pontos de mudança abruptos, tem-se o teste de Pettitt aplicado em diversos estudos. Mais ainda, visando a identificação de eventos ao longo de uma série histórica, tem-se o Método da Vizinhança Segmentada, formulado para a identificação de diversos pontos de mudança.

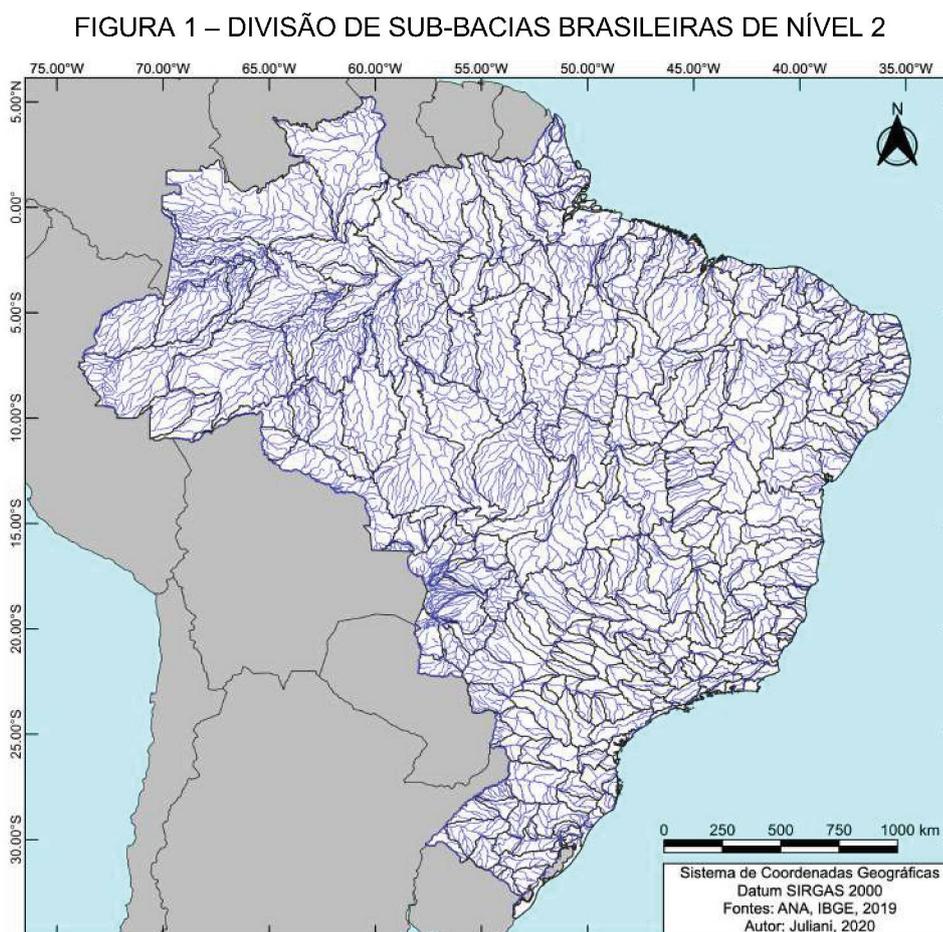
Sendo assim, com base no referencial teórico estudado, verificou-se a possibilidade da junção de estudos de índices de seca junto à identificação de suas tendências, caracterizando o comportamento de tais índices ao longo do período histórico de estudo e visando identificar o impacto das mudanças climáticas no fenômeno da seca.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

Esta seção está dividida em quatro tópicos: o primeiro apresenta a área de estudo; o segundo traz a metodologia dos índices de seca selecionados; o terceiro mostra a teoria dos testes estatísticos de tendência aplicados; e o quarto traz a forma de comparação dos resultados obtidos.

3.1 ÁREA DE ESTUDO

O Brasil, conforme classificação da Agência Nacional de Águas (2019), é dividido em 12 grandes regiões hidrográficas: Amazônica, Tocantins-Araguaia, Atlântico Nordeste Ocidental, Parnaíba, Atlântico Nordeste Oriental, São Francisco, Atlântico Leste, Atlântico Sudeste, Paraná, Paraguai, Uruguai e Atlântico Sul. Em menor escala, as regiões são divididas em 76 sub-bacias hidrográficas, e estas em 273 sub-bacias de nível 2, apresentadas na FIGURA 1.



FONTE: O autor (2020).

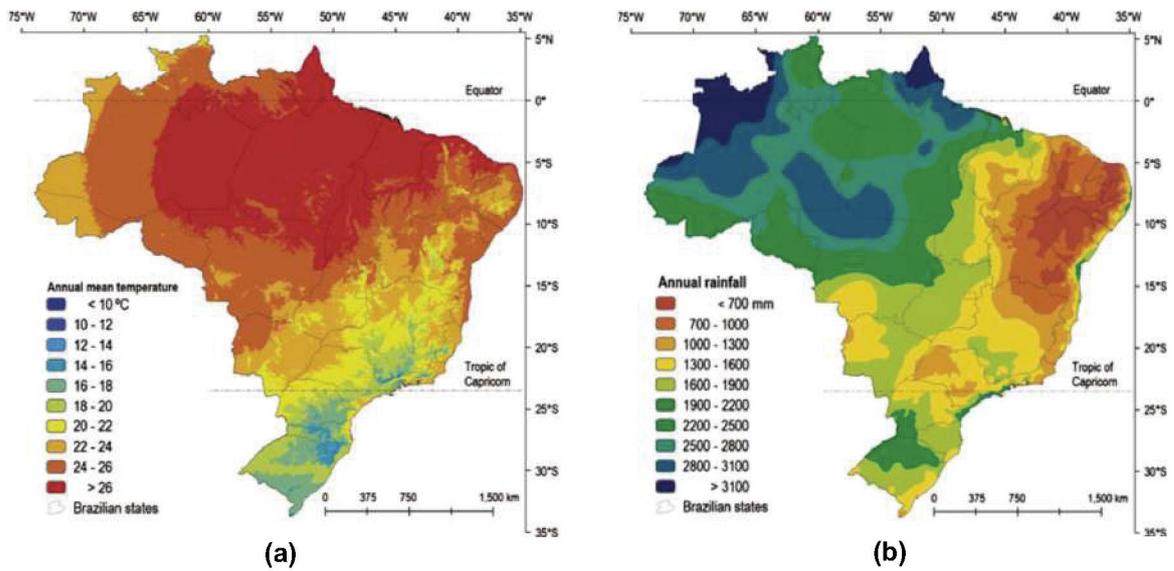
Selecionada como área de estudo para o presente trabalho está a Região Sul brasileira, constituída por três unidades federativas: Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, como apresentado na FIGURA 2. A região possui área de 576.743 km², sendo a menor região brasileira, e apresenta uma população estimada em 29.975.984 habitantes, caracterizando-a como a terceira região mais populosa (IBGE, 2019).



FONTE: O autor (2020).

A região apresenta médias anuais de temperatura variando entre 12 e 24°C, e precipitações anuais variando entre 1000 e 2200 mm, como mostrado por Alvares et al. (2013) na FIGURA 3. Diante disso, pela classificação de Koppen-Geiger, o clima predominante da região sul é o subtropical oceânico úmido, sem estação seca, sendo uma parte com predominância de verões temperados, e a maior parte de verões quentes. Já em uma pequena parcela ao extremo norte e noroeste do Paraná, observam-se os climas tropical monçônico e tropical com invernos secos, como se observa na FIGURA 4, de Alvares et al. (2013).

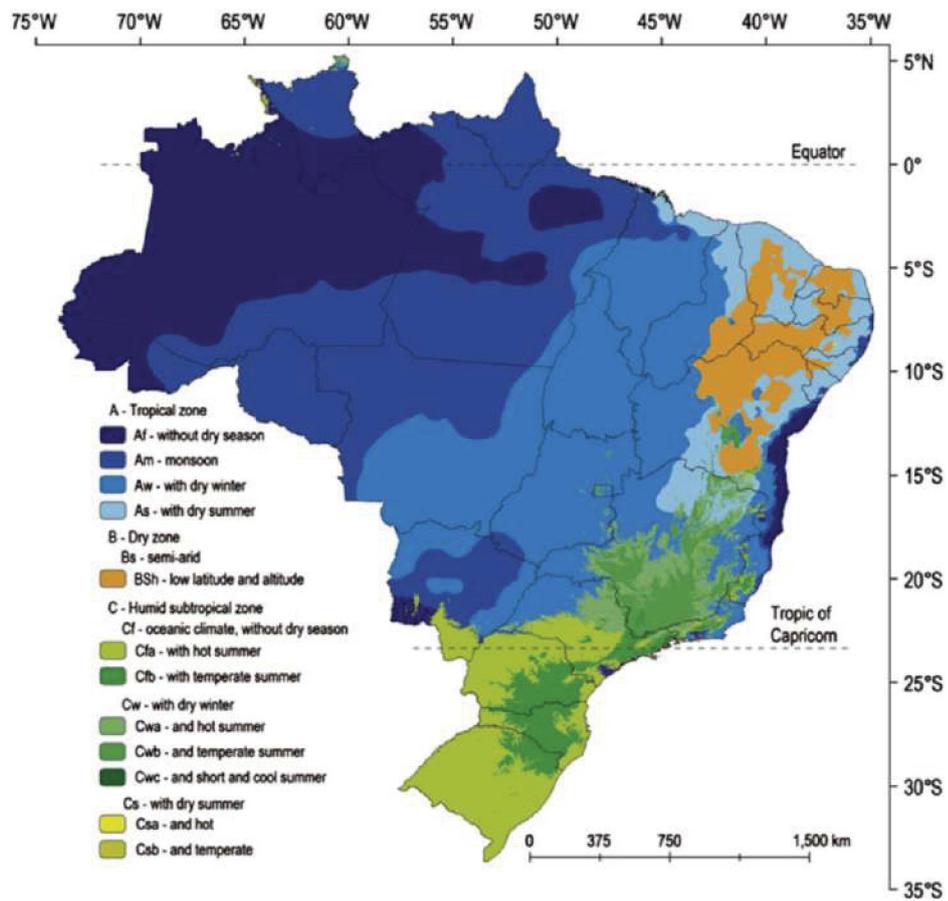
FIGURA 3 – TEMPERATURA E PRECIPITAÇÃO NO BRASIL



FONTE: Alvares et al. (2013).

LEGENDA: (a) Temperatura Média Anual; (b) Precipitação Anual.

FIGURA 4 – CLASSIFICAÇÃO DE KOPPEN-GEIGER PARA CLIMAS BRASILEIROS

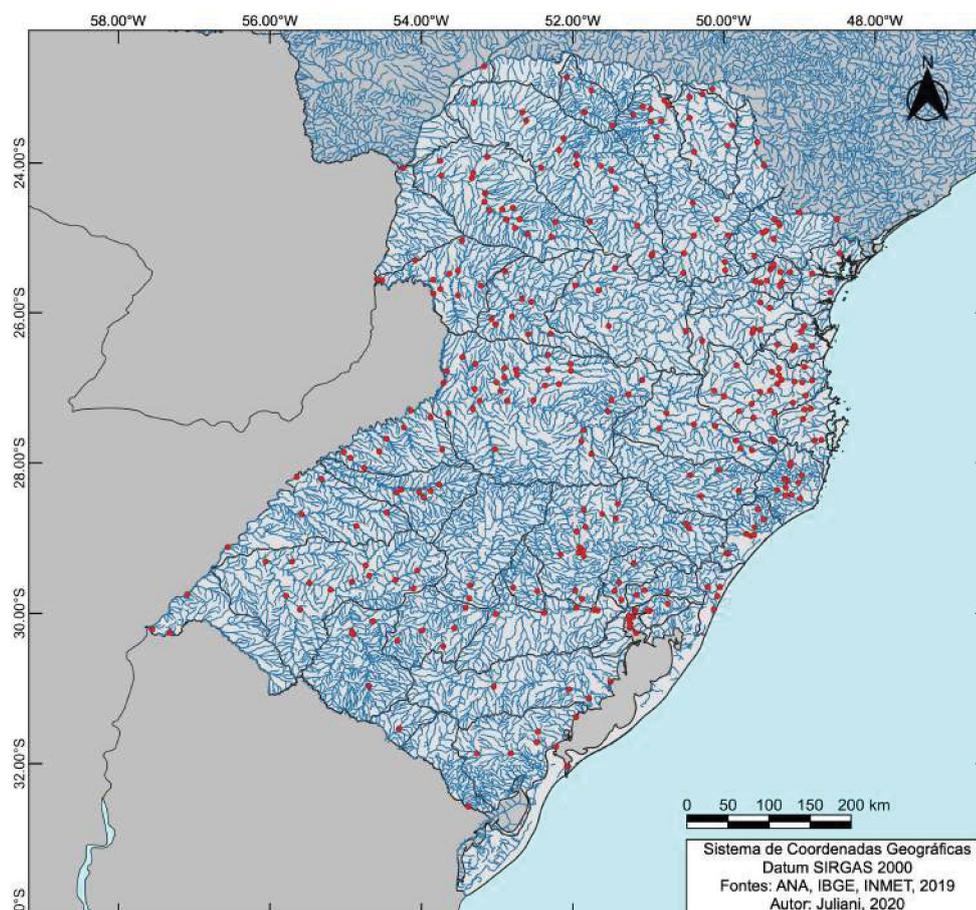


FONTE: Alvares et al. (2013).

Devido à localização da Serra do Mar e da Serra Geral, próximas ao litoral, o relevo da região, em sua maior parte, é inclinado para o interior, o que faz com que a maior parte dos rios sejam de planalto, seguindo em um sentido leste-oeste, e estes fazendo parte das bacias do Paraná, Paraguai e Uruguai. Já os rios com deságue no mar compõem as bacias do Atlântico Sul e Sudeste (SANTOS, 1977).

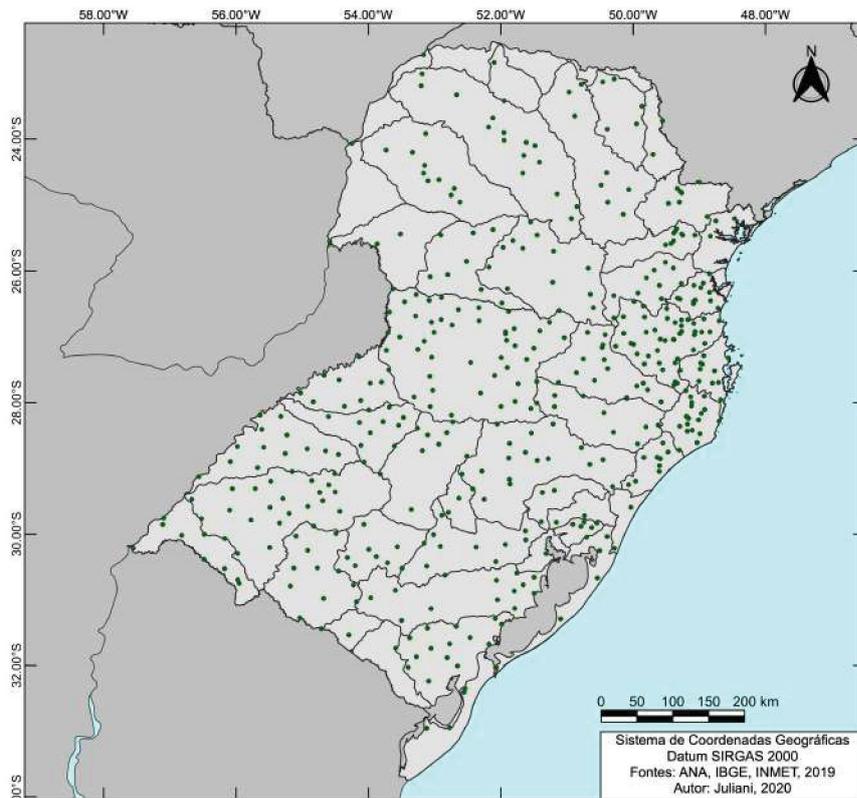
Fazem parte da região Sul 49 sub-bacias hidrográficas de nível 2, caracterizadas pela Agência Nacional de Águas, sendo que dentre estas, nove não estão contidas em sua totalidade, com partes presentes nos estados de São Paulo e também Mato Grosso do Sul. A Agência Nacional de Águas lista para a região sul o controle de 313 estações fluviométricas (FIGURA 5) e 438 estações pluviométricas (FIGURA 6), sendo administradas pela própria agência. Já com relação a estações climatológicas, o Instituto Nacional de Meteorologia lista 33 estações para a região (FIGURA 7). A divisão das sub-bacias, bem como a distribuição das estações hidrometeorológicas, pode ser observada nas figuras abaixo listadas.

FIGURA 5 – HIDROGRAFIA E ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS DA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

FIGURA 6 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS DA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

FIGURA 7 – ESTAÇÕES CLIMATOLÓGICAS DA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

A listagem das sub-bacias, com seus respectivos códigos, conforme a Agência Nacional de Águas está apresentada na TABELA 1.

TABELA 1 – SUB-BACIAS DE NÍVEL 2 PRESENTES NA REGIÃO SUL

Código	Sub-Bacia
26	Caí
27	Canoas
31	Cinzas
65	Gravataí
66	Guaíba 01
67	Guaíba 02
70	Iguaçu 01
71	Iguaçu 02
72	Iguaçu 03
73	Iguaçu 04
74	Iguaçu 05
76	Ijuí
79	Itajaí
83	Itararé
86	Ivaí
88	Jacuí Alto
89	Jaguarão
113	Litoral Norte SC 01
119	Litoral PR 01
125	Litoral RS 01
126	Litoral RS 02
127	Litoral RS 03
128	Litoral RS 04
129	Litoral RS/SC 01
130	Litoral RS/SC 02
131	Litoral RS/SC 03
159	Negro RS
175	Paraná 01
176	Paraná 02
177	Paraná 03
183	Paranapanema 02
184	Paranapanema 03
185	Paranapanema 04
186	Paranapanema 05
190	Pardo RS
199	Pelotas
201	Piquiri
203	Pirapó
210	Quaraí
213	Ribeira Do Iguape
216	Santa Maria - Rs
230	Sinos
237	Taquari
241	Tibagi
262	Uruguai Int 01
263	Uruguai Int 02
264	Uruguai Int 03
265	Uruguai Nac
266	Vacacai

Para o presente trabalho, foram selecionadas duas estações, sendo uma pluviométrica e uma fluviométrica para cada uma das sub-bacias apresentadas para a região Sul. Tal seleção levou em conta a distribuição espacial entre as sub-bacias, bem como a disponibilidade de séries históricas consistidas e sem falhas, com no mínimo 30 anos de dados mensais. Para as estações fluviométricas também foi levado em conta a presença de reservatórios, uma vez que estes alteram as séries históricas naturais de vazão. Considerando o exposto, 12 das sub-bacias presentes na área de estudo não apresentaram estações com dados suficientes para o estudo e, portanto, não foram avaliadas. São elas as de número 83, 89, 125, 159, 175, 176, 177, 183, 184, 185, 186 e 203. Sendo assim, o estudo foi realizado com base em 37 sub-bacias hidrográficas da região Sul.

As estações selecionadas para estudo estão apresentadas na FIGURA 8 e na FIGURA 9, com as respectivas médias mensais de vazão e médias anuais de precipitação listadas na TABELA 2 e na TABELA 3. Estas estações foram selecionadas visando o menor número de falhas existentes, porém, ainda assim, para os dados mensais faltantes foi utilizado correlação linear simples com estações vizinhas e ainda na presença de falhas, calculou-se a média móvel para o mesmo mês em 3 anos anteriores e posteriores ao valor faltante.

Outro ponto a se salientar é o período de análise dos dados. Para uma melhor comparação dos resultados, definiu-se o mesmo período de análise para todas as estações, respeitando-se o mínimo de 30 anos de dados. Dessa forma as séries mensais das estações foram definidas para o período entre os anos de 1983 e 2012.

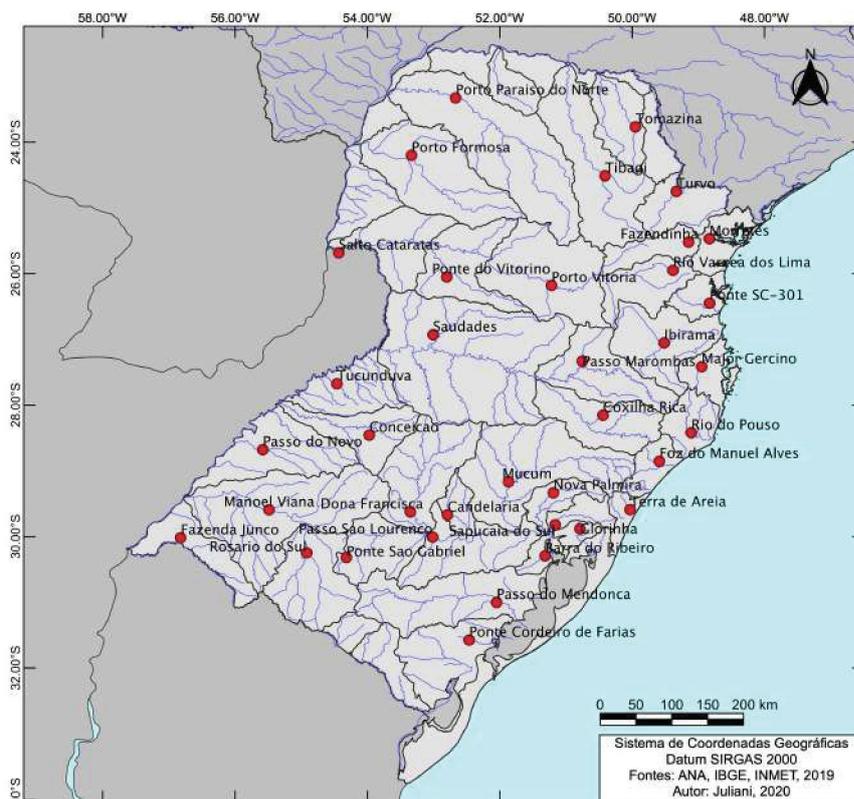
Já para as estações climatológicas, quando analisados os dados, foi verificado que apenas 23 das estações disponíveis possuíam dados para o período completo de análise. Desta forma, respeitando a classificação de Koppen-Geiger, a seleção da estação climatológica para a análise de cada sub-bacia foi feita por sua proximidade, tendo sido utilizada uma mesma estação para mais de uma sub-bacia. A localização dessas estações é mostrada na FIGURA 10, e a listagem, bem como suas temperaturas máximas e mínimas médias, é apresentada na TABELA 4 e na TABELA 5. Além disso, a TABELA 6 apresenta quais sub-bacias estão relacionadas a cada uma das respectivas estações.

FIGURA 8 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS



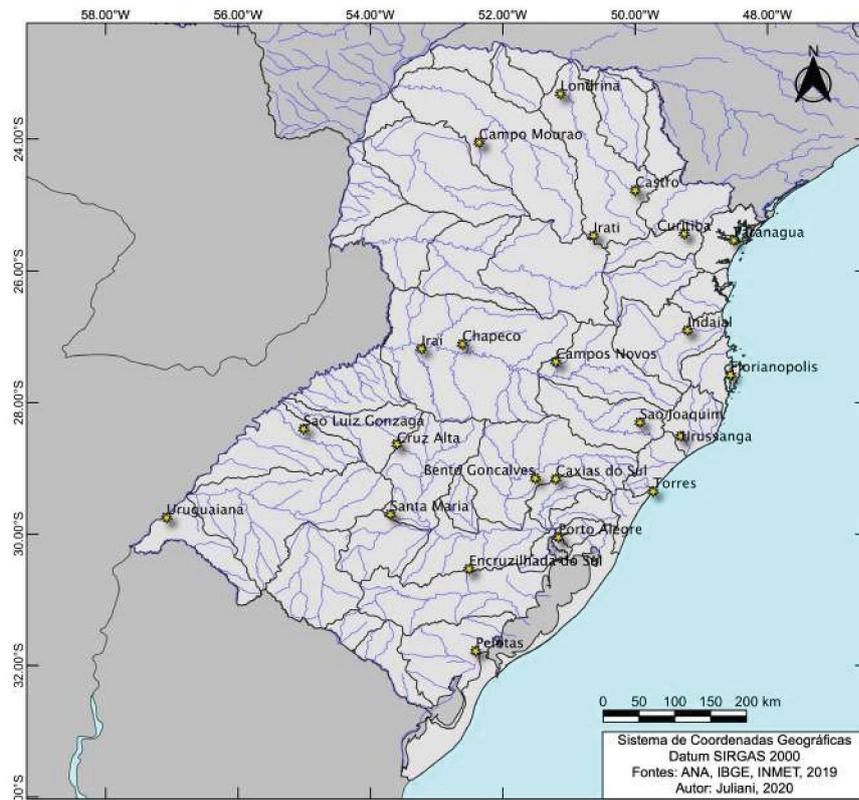
FONTE: O autor (2020).

FIGURA 9 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS



FONTE: O autor (2020).

FIGURA 10 – ESTAÇÕES CLIMATOLÓGICAS SELECIONADAS



FONTE: O autor (2020).

TABELA 2 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS

(continua)

Sub-Bacia	Estação	Nome	Vazões Médias Mensais (m ³ s ⁻¹)											
			JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
26	87160000	Nova Palмира	29,4	32,3	22,7	32,4	37,7	66,3	79,9	67,2	71,1	71,4	39,3	27,7
27	71498000	Passo Marombas	83,7	93,1	73,8	68,6	92,3	105,6	125,2	102,8	116,3	148,1	99,6	75,3
31	64360000	Tomazina	58,9	63,4	34,5	27,8	33,2	38,7	31,2	24,0	30,4	33,6	29,7	32,3
65	87399000	Passo Das Canoas Auxiliar	9,1	11,5	11,7	12,3	19,8	32,0	46,1	41,6	40,3	37,6	21,4	10,7
66	85642000	Passo Sao Lourenco	514,2	483,5	480,7	597,3	679,9	836,2	949,2	801,0	876,7	943,4	716,6	538,8
67	87450100	Ipiranga	1,4	1,7	1,4	1,3	1,7	2,2	2,5	2,7	2,7	2,2	1,8	1,3
70	65010000	Fazendinha	4,3	4,5	3,5	2,7	2,8	2,9	2,9	2,3	3,0	3,5	3,0	3,3
71	65365000	Porto Vitoria	5,1	5,8	4,6	4,7	6,9	7,4	6,9	5,4	6,4	8,0	5,4	4,3
72	65945000	Ponte Do Vitorino	12,6	12,6	11,7	13,3	19,9	21,3	18,3	13,6	14,6	22,4	17,9	13,2
73	65993000	Salto Cataratas	1640,6	1834,9	1611,0	1681,7	2115,4	2382,8	2226,5	1877,6	2043,1	2599,5	2023,1	1599,3
74	65135000	Rio Varzea Dos Lima	16,1	17,0	12,8	9,7	10,8	12,7	12,7	10,7	12,2	14,2	10,9	11,6
76	75200000	Conceicao	20,5	17,8	13,8	21,1	26,8	28,5	31,1	25,8	28,5	34,4	29,8	25,5
79	83440000	Ibirama	72,5	76,8	58,6	45,2	67,2	99,6	99,7	83,9	103,9	113,9	66,3	55,5
86	64685000	Porto Paraíso Do Norte	741,9	722,2	565,6	501,8	695,2	755,9	644,8	480,0	560,1	805,4	584,5	539,3
88	85400000	Dona Francisca	346,1	321,6	295,9	334,3	414,9	464,7	574,3	478,5	542,6	594,4	494,0	382,0
113	82770000	Ponte Sc-301	36,3	35,3	26,7	16,2	14,4	17,7	15,1	12,7	18,7	19,2	20,1	20,1
119	82170000	Morretes	21,2	21,0	18,5	13,8	11,1	9,3	9,8	7,6	13,3	17,5	18,8	17,2
126	87905000	Passo Do Mendonca	184,3	172,5	181,6	326,1	359,3	510,5	533,5	437,0	519,1	472,1	341,0	222,2
127	88850000	Ponte Cordeiro De Farias	6,1	9,1	6,5	10,4	10,7	11,7	13,2	12,4	13,7	12,1	9,1	6,1
128	87317030	Maquine	14,4	18,3	14,3	11,5	14,4	14,2	17,8	16,7	19,8	18,8	11,8	9,0
129	84071000	Major Gercino	32,4	34,8	28,3	22,8	23,3	23,0	27,0	25,7	31,8	30,0	26,2	25,6
130	84580000	Rio Do Pouso	106,6	127,6	94,3	62,9	66,7	59,2	60,9	63,2	75,6	79,2	73,1	72,2
131	84853000	Foz Do Manuel Alves	23,3	29,3	19,1	10,2	12,0	7,6	9,2	9,6	12,2	12,9	12,4	12,2

TABELA 2 – ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS

(conclusão)

Sub-Bacia	Estação	Nome	Vazões Médias Mensais (m ³ s ⁻¹)											
			JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
190	85830000	Santa Cruz Montante	11,8	12,6	11,0	17,1	20,4	23,1	28,4	23,0	28,2	31,6	20,3	11,6
199	70500000	Coxilha Rica	14,3	18,1	11,1	12,9	22,4	21,7	31,1	23,7	29,2	29,9	17,4	11,8
201	64820000	Porto Formosa	493,0	481,6	394,8	395,3	566,4	575,1	489,5	385,7	432,9	584,4	468,2	457,4
210	77150000	Uruguaiana	3532,4	3501,9	3467,2	4679,9	5714,7	6426,0	6369,9	5089,6	5162,1	7649,2	6096,9	3920,1
213	81125000	Turvo	11,1	11,4	10,4	8,6	8,7	9,1	7,7	7,3	7,7	8,4	7,5	8,3
216	76310000	Rosario Do Sul	125,8	128,1	165,6	276,2	310,4	300,9	289,9	236,6	278,0	289,1	236,7	175,7
230	87382000	Sao Leopoldo	56,6	65,8	57,7	63,5	82,6	115,2	146,5	128,2	129,3	134,4	82,0	53,4
237	86510000	Mucum	264,0	305,0	240,7	302,6	412,1	533,7	734,9	575,1	668,7	692,3	362,7	246,7
241	64465000	Tibagi	230,7	216,7	175,7	145,3	191,5	238,9	223,6	175,1	190,2	257,8	187,6	166,6
262	74700000	Tucunduva	31,3	27,3	21,1	36,8	46,6	47,7	47,2	36,9	36,3	54,7	47,9	40,0
263	75700000	Passo Do Novo	64,4	54,5	63,0	132,3	120,0	122,2	123,5	72,4	110,5	163,0	122,3	78,4
264	76560000	Manoel Viana	429,8	364,6	452,3	761,3	814,6	877,5	846,4	701,7	814,4	994,1	761,8	491,2
265	73960000	Barra Do Chapeco Aux	198,4	233,8	189,5	230,2	319,1	348,7	308,5	237,6	292,8	402,8	281,6	196,1
266	85470000	Ponte Sao Gabriel	8,9	9,3	11,4	21,7	19,8	24,2	27,4	17,1	27,7	24,2	20,0	12,4

TABELA 3 – ESTAÇÕES PLUVIOMÉTRICAS SELECIONADAS

Sub-Bacia	Estação	Nome	Precipitação Média Anual (mm)
26	02951022	Nova Palmira	1718
27	02750009	Passo Marombas	1685
31	02349033	Tomazina	1489
65	02950016	Glorinha	1464
66	02953037	Passo Sao Lourenco	1618
67	03051023	Barra Do Ribeiro	1493
70	02549017	Fazendinha	1537
71	02651004	Porto Vitoria	1821
72	02652009	Ponte Do Vitorino	2102
73	02554002	Salto Cataratas	1779
74	02549003	Rio Da Varzea Dos Lima	1569
76	02853003	Conceicao	1884
79	02749001	Ibirama	1511
86	02352000	Porto Paraiso Do Norte	1416
88	02953008	Dona Francisca	1898
113	02648028	Ponte Sc-301	1882
119	02548000	Morretes	2242
126	03152011	Passo Do Mendonca	1522
127	03152016	Ponte Cordeiro De Farias	1517
128	02950038	Terra De Areia	1854
129	02748001	Major Gercino	1604
130	02849000	Rio Do Pouso	1504
131	02849024	Foz Do Manuel Alves	1694
190	02952034	Candelaria	1793
199	02850004	Coxilha Rica	1575
201	02453009	Porto Formosa	1543
210	03056004	Fazenda Junco	1291
213	02449007	Turvo	1506
216	03054007	Rosario Do Sul	1463
230	02951028	Sapucaia Do Sul	1564
237	02951070	Mucum	1707
241	02450002	Tibagi	1605
262	02754009	Tucunduva	1877
263	02855004	Passo Do Novo	1703
264	02955008	Manoel Viana	1619
265	02653007	Saudades	1959
266	03054018	Ponte Sao Gabriel	1526

TABELA 4 – TEMPERATURA MÁXIMA MÉDIA DE ESTAÇÕES SELECIONADAS

Estação	Nome	Temperatura Máxima Média (°C)											
		JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
83766	Londrina	29,5	29,4	28,6	27,6	25,4	24,9	25,8	27,7	28,7	29,8	30,1	29,9
83783	Campo Mourao	29,2	29,2	27,5	26,0	25,7	25,3	24,5	25,1	25,9	27,8	28,6	28,9
83813	Castro	23,5	22,9	22,9	22,6	23,1	23,2	24,4	25,0	25,1	26,0	25,8	24,7
83836	Irati	26,0	26,2	26,1	24,6	23,4	22,7	22,5	21,2	21,2	22,6	24,6	25,1
83842	Curitiba	25,1	25,6	25,3	24,7	23,3	22,8	22,3	22,5	21,1	22,0	22,9	24,6
83844	Paranagua	26,5	26,3	25,8	26,2	25,2	24,9	25,3	26,2	26,5	27,1	27,2	27,1
83872	Indaial	24,6	23,6	23,7	25,3	26,0	26,9	28,2	29,0	29,3	28,9	27,8	26,6
83881	Irai	26,4	26,4	27,3	27,9	27,8	27,7	28,3	28,1	27,4	28,1	27,5	27,8
83883	Chapeco	27,1	26,4	25,8	24,7	23,8	23,1	23,4	24,3	23,7	25,1	26,3	27,1
83887	Campos Novos	25,5	24,5	23,5	22,2	21,0	20,2	20,1	20,9	23,0	23,8	24,6	25,0
83897	Florianopolis	25,9	26,9	27,4	27,1	26,7	25,4	24,4	23,1	22,3	22,6	24,0	24,6
83907	Sao Luiz Gonzaga	29,5	30,4	30,6	29,3	27,9	25,8	25,4	23,5	23,1	24,6	26,8	28,1
83912	Cruz Alta	25,8	26,8	28,1	27,7	26,3	24,7	23,7	23,9	21,8	21,8	23,0	25,0
83920	Sao Joaquim	19,8	20,2	20,3	20,2	19,7	19,1	18,4	18,5	17,2	17,8	18,5	19,9
83923	Urussanga	25,3	25,6	26,1	26,6	27,0	27,3	27,4	27,5	27,2	25,6	24,8	24,6
83927	Uruguaiana	29,2	30,4	28,9	26,7	24,6	21,9	21,5	22,4	24,0	25,6	26,5	29,4
83936	Santa Maria	29,2	28,6	27,3	25,6	24,3	21,5	20,9	22,2	24,3	25,5	26,9	28,5
83941	Bento Goncalves	27,0	26,1	23,9	20,8	18,5	17,3	19,3	20,5	22,1	24,1	26,0	27,0
83942	Caxias do Sul	25,4	25,4	23,7	21,9	19,1	17,5	18,3	20,1	21,2	22,9	24,6	25,3
83948	Torres	25,2	26,0	26,0	25,0	23,6	22,3	20,7	20,2	20,3	21,7	22,7	24,1
83964	Encruzilhada do Sul	25,3	26,5	26,2	25,3	23,6	22,2	21,9	19,9	19,9	21,1	23,3	24,3
83967	Porto Alegre	26,8	27,8	28,3	27,8	26,7	25,0	24,0	23,8	22,1	22,5	23,7	25,8
83985	Pelotas	22,3	20,5	20,4	20,7	21,7	22,2	23,5	25,1	25,5	25,9	24,9	24,3

TABELA 5 – TEMPERATURA MÍNIMA MÉDIA DE ESTAÇÕES SELECIONADAS

Estação	Nome	Temperatura Máxima Média (°C)											
		JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	OUT	NOV	DEZ
83766	Londrina	19,1	18,6	17,2	16,0	13,9	13,2	13,4	14,7	16,2	18,0	18,8	19,4
83783	Campo Mourao	18,0	17,7	16,6	15,1	13,8	13,1	12,6	13,3	13,6	15,4	16,6	17,8
83813	Castro	12,3	11,1	10,5	10,2	10,7	11,0	12,0	13,5	14,6	15,3	15,0	13,9
83836	Irati	15,7	15,1	14,3	13,0	12,2	12,0	11,4	10,6	11,4	11,6	13,1	14,3
83842	Curitiba	15,0	15,9	15,8	15,2	13,7	12,8	11,9	11,7	11,2	12,1	12,7	13,8
83844	Paranagua	18,7	18,4	18,0	17,9	17,6	17,5	17,6	18,4	18,7	19,3	19,5	19,3
83872	Indaial	15,6	15,5	15,3	16,6	16,6	18,4	18,6	19,1	18,4	17,8	16,5	15,9
83881	Irai	14,0	14,8	14,6	15,4	16,0	16,5	16,4	16,3	15,2	15,3	14,4	14,2
83883	Chapeco	16,7	16,6	15,6	14,6	13,9	13,2	13,3	13,7	13,7	15,1	15,9	16,6
83887	Campos Novos	15,3	14,6	13,6	12,2	11,2	10,1	10,3	10,8	12,1	13,1	14,5	14,8
83897	Florianopolis	19,1	19,7	19,8	19,3	18,8	17,4	16,4	15,4	14,6	15,0	16,3	17,4
83907	Sao Luiz Gonzaga	17,7	18,1	18,4	17,5	17,0	15,0	14,3	13,2	13,3	13,6	15,5	16,7
83912	Cruz Alta	15,0	16,0	16,5	16,3	15,6	14,4	13,5	13,0	11,6	11,7	12,3	14,0
83920	Sao Joaquim	10,4	11,3	11,0	11,1	10,8	10,3	9,6	9,4	8,3	8,7	9,1	10,2
83923	Urussanga	13,7	14,4	15,1	15,4	15,8	16,2	16,3	16,1	15,6	14,1	13,3	13,4
83927	Uruguaiana	17,4	18,5	17,3	15,5	13,6	11,1	10,3	10,9	12,4	13,9	15,1	17,1
83936	Santa Maria	17,4	16,9	15,9	14,4	13,0	12,1	12,4	12,8	14,8	16,1	17,2	17,4
83941	Bento Goncalves	17,5	16,7	14,5	12,0	10,1	8,6	9,7	10,5	12,2	13,9	15,7	17,1
83942	Caxias do Sul	16,4	16,7	15,3	13,7	11,5	9,6	9,9	10,7	11,5	13,2	14,5	15,8
83948	Torres	18,5	19,1	18,7	17,6	16,2	14,5	13,2	12,8	13,0	14,6	16,2	17,9
83964	Encruzilhada do Sul	15,3	15,8	15,8	15,5	14,2	13,0	12,6	11,2	10,9	11,6	13,0	14,2
83967	Porto Alegre	17,1	18,3	18,3	17,9	17,0	15,5	14,7	13,9	13,1	13,3	13,9	15,5
83985	Pelotas	13,0	10,7	11,6	11,6	13,3	13,4	14,3	15,7	16,5	16,1	15,3	14,2

TABELA 6 – SUB-BACIAS CORRESPONDENTES A CADA ESTAÇÃO CLIMATOLÓGICA

Estação	Nome	Sub-bacias relacionadas
83766	Londrina	31
83783	Campo Mourao	73, 86 e 201
83813	Castro	213 e 241
83836	Irati	71
83842	Curitiba	70 e 74
83844	Paranagua	119
83881	Irai	265
83907	Sao Luiz Gonzaga	262 e 263
83936	Santa Maria	88, 216 e 266
83941	Bento Goncalves	237
83942	Caxias do Sul	26
83948	Torres	128
83964	Encruzilhada do Sul	66, 126 e 190
83967	Porto Alegre	65, 67 e 230
83985	Pelotas	127
83912	Cruz Alta	76
83872	Indaial	79 e 113
83883	Chapeco	72
83887	Campos Novos	27
83897	Florianopolis	129
83920	Sao Joaquim	199
83927	Uruguaiana	210 e 264
83923	Urussanga	130 e 131

3.2 ÍNDICES DE SECA

São estudadas duas diferentes abordagens para o fenômeno da seca: meteorológica e hidrológica. Neste contexto, três diferentes índices foram selecionados: Índice Padronizado de Precipitação – SPI (MCKEE et al., 1993), Índice de Seca de Vazões – SDI (NALBANTIS e TSAKIRIS, 2009) e o Índice de Seca Agregado – ADI (KEYANTASH e DRACUP, 2004). O primeiro analisa a seca por uma abordagem meteorológica, o segundo pelo ponto de vista hidrológico, enquanto o terceiro leva em consideração o conjunto das duas abordagens, podendo ainda se adequar também à abordagem agrícola. Os índices SPI e SDI foram selecionados por estarem diretamente ligados a duas abordagens diferentes de secas, utilizando em

sua computação variáveis hidrológicas de séries históricas existentes e disponíveis. Ambos possuem metodologias semelhantes, o que facilita a aplicação em questão, e também possuem aplicações já validadas, como apresentado na revisão de literatura deste trabalho. Propõe-se realizar também uma análise combinada dos dois tipos de seca avaliados pelos dois primeiros índices, e, dessa forma, foi escolhido o ADI. Este índice foi aplicado pois sua formulação pode ser modificada para as variáveis disponíveis para a área de estudo, sendo para este trabalho estudadas a precipitação, vazão e evapotranspiração potencial, com base em dados de temperatura.

A seguir, são apresentadas as metodologias para o cálculo de cada um dos índices a serem aplicados às estações selecionadas.

3.2.1 Índice Padronizado de Precipitação

Ao desenvolver o Índice Padronizado de Precipitação (*Standardized Precipitation Index – SPI*), McKee et al. (1993) propuseram uma definição de seca baseada em uma precipitação padronizada, sendo simplesmente a diferença da precipitação com relação à média histórica do período, dividido por seu desvio padrão. Isso resulta em um valor padronizado linearmente proporcional ao déficit de precipitação, permitindo a especificação de probabilidades e déficits acumulados.

A metodologia do SPI se inicia com a seleção de uma série mensal de precipitação, preparada em um período de m meses, com preferencialmente 30 anos contínuos de dados. Deve-se definir a escala de tempo das médias móveis, representando arbitrariamente escalas de tempo típicas de déficits precipitados, sendo esta de i meses, correspondendo normalmente a 3, 6, 12, 24 ou 48 meses. Forma-se então uma nova série de médias móveis, sendo cada novo valor determinado pela média dos i meses prévios (MCKEE et al., 1993).

Em 1993, McKee et al. propuseram que a nova série gerada deveria ser então ajustada a uma distribuição Gama, para então se definir as relações de probabilidade relativas às precipitações. Porém a série não necessariamente precisa ser ajustada a esta distribuição, podendo a padronização ocorrer com base em distribuições estatísticas que possam ser mais apropriadas à série em questão (OKPARA e TARHULE, 2015).

Como o SPI é um método utilizado para se trabalhar com precipitação, a distribuição Gama é tida como uma distribuição que normalmente se adéqua à escala

mensal destes dados, uma vez que é limitada inferiormente por zero. Esta análise foi feita por Juliani e Okawa (2017) para dados de Minas Gerais, por Bayissa et al. (2015) para a Etiópia, por Rahmat et al. (2015) para regiões da Austrália, por Ten Broek et al. (2014) para a Holanda, dentre outros trabalhos.

Okpara e Tarhule (2015) e Rahmat et al. (2015) apresentam o ajuste dos dados à distribuição Gama segundo o que segue. A função densidade de probabilidade é dada pela EQUAÇÃO (1).

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

Sendo α , β e x valores positivos representando o parâmetro de forma, parâmetro de escala e valor de precipitação acumulada, respectivamente. Os parâmetros α e β podem ser estimados de diversas formas, sendo uma delas pelo método da máxima verossimilhança, proposto por Thom (1958) e apresentado nas EQUAÇÕES (2) e (3).

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \quad (2)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (3)$$

Onde A é a diferença entre os logaritmos das médias aritmética e geométrica, dado pela EQUAÇÃO (4):

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \quad (4)$$

Tem-se que \bar{x} é a média das precipitações acumuladas da amostra e n o número de observações.

Já a função de distribuição acumulada Gama pode ser expressa segundo as EQUAÇÕES (5), (6) e (7).

$$G(x) = \int_0^x g(x)dx = \frac{1}{\hat{\beta}^{\hat{\alpha}}\Gamma(\hat{\alpha})} \int_0^x x^{\hat{\alpha}} e^{-x/\beta} dx \quad (5)$$

$$G(x) = \frac{1}{\Gamma(\hat{\alpha})} \int_0^x \frac{x^{\hat{\alpha}}}{\beta^{\hat{\alpha}}} e^{-x/\beta} dx \quad (6)$$

Substituindo $t = x/\beta$, tem-se:

$$G(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_0^x t^{\hat{\alpha}-1} e^{-t} dt \quad (7)$$

Aplica-se então a função Gama, conforme EQUAÇÃO (8).

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} \quad (8)$$

Sendo $\Gamma(\alpha)$ a função gama e x a precipitação. Um ponto a se salientar é que a função gama é indefinida para $x = 0$, Dessa forma, como apresentado por Ten Broek et al. (2014) e Bayissa et al. (2015), assume-se $q = P(x = 0) > 0$, sendo $P(x = 0)$ a probabilidade da não ocorrência de precipitação. Dessa forma, a função de probabilidade acumulada pode ser expressa como a EQUAÇÃO (9).

$$H(x) = q + (1 - q)G(x) \quad (9)$$

Uma vez obtidas as relações de probabilidade baseado na distribuição Gama dos dados históricos, aplicam-se os valores na função inversa da distribuição Normal com média zero e variância igual a um. Desta forma, faz-se a transformação da função densidade de probabilidade da distribuição Gama para a função densidade de probabilidade da distribuição Normal padrão, com média zero e variância unitária, sendo esta a representação do SPI, como apresentado na EQUAÇÃO (10).

$$SPI = \psi^{-1}[G(x)] \quad (10)$$

Sendo um índice calculado com base em uma distribuição normal, o mesmo pode ser utilizado para monitorar tanto períodos úmidos quanto secos. Ten Broek et al. (2014) colocam que por ser um índice padronizado, os valores apresentados são adimensionais, com valores positivos de SPI indicando valores superiores à média, relativos a períodos úmidos e com valores negativos indicando precipitações inferiores à média histórica, ou seja, períodos secos. McKee et al. (1993) salientam ainda que como o valor de SPI é normalizado, climas úmidos e secos podem ser avaliados e representados de forma similar. Mais ainda, com a transformação de dados históricos locais em valores normalizados, permite-se a comparação de regiões climáticas diferentes (ESLAMIAN et al., 2017).

Desta forma, os períodos secos e chuvosos podem ser classificados de acordo com sua intensidade, sendo divididos nas classes normal, moderada, severa e extrema. Períodos normais possuem valores próximos à média, enquanto os valores de períodos extremos são os que mais se distanciam desta. Ao se analisar os valores de SPI de tais classes, os mesmos podem ser atribuídos como apresentado na TABELA 7.

TABELA 7 – CLASSIFICAÇÃO DE PERÍODOS SECOS E ÚMIDOS SEGUNDO SPI

Categoria	SPI
Chuva extrema	$\geq 2,00$
Chuva severa	1,50 a 1,99
Chuva moderada	1,00 a 1,49
Período normal	-0,99 a 0,99
Seca moderada	-1,49 a -1,00
Seca severa	-1,99 a -1,50
Seca extrema	$\leq -2,00$

FONTE: Eslamian et al. (2017)

Com a metodologia descrita, McKee et al. (1993) pontuam que os valores obtidos de SPI são unicamente relativos às probabilidades descritas, com as precipitações correspondentes podendo ser utilizadas no cálculo de déficits.

A definição de eventos de seca, assim como proposto por McKee et al. (1993) e também utilizado por Rahmat et al. (2015) e Juliani e Okawa (2017), é feita levando em consideração períodos com SPI continuamente negativo, atingindo o valor de -1,00 até o mesmo se tornar positivo.

3.2.2 Índice de Seca de Vazões

Para a fundamentação do Índice de Seca de Vazões (*Streamflow Drought Index – SDI*), se faz necessária uma análise temporal dos processos hidrológicos existentes, uma vez que muitos dos processos são variantes sazonalmente, e dessa forma, valores sazonais se tornam mais apropriados (NALBANTIS e TSAKIRIS, 2009). Ao se trabalhar com a região mediterrânea, os autores assumiram o mês de Outubro como o início do ano hidrológico, com mudanças sazonais a cada 3 meses. Assumindo-se também o monitoramento de secas ocorrendo em um intervalo que se inicia no início do ano hidrológico, quatro períodos são propostos: Outubro – Dezembro, Outubro – Março, Outubro – Junho e Outubro – Setembro, este último correspondendo a um ano hidrológico inteiro.

É válido ressaltar que os períodos propostos são relativos ao ano hidrológico da região mediterrânea, área de estudo de Nalbantis e Tsakiris (2009). O estudo de Ozkaya e Zerberg (2019), para o rio Tigris na Turquia, também utilizou o ano hidrológico se iniciando em Outubro. Já a região do rio Krishna, na Índia, possui o ano hidrológico se iniciando no mês de Julho, segundo Pathak et al. (2016). Para o caso da aplicação na região Sul do Brasil, onde o ano hidrológico coincide com o ano civil, adota-se o início dos períodos do método como sendo o mês de Janeiro.

Para a aplicação do SDI, é necessário para cada uma das estações fluviométricas selecionadas uma série histórica mensal de dados de vazão, preferencialmente com ao menos 30 anos de registros em estações com vazões naturais (OZKAYA e ZERBERG, 2019). Na proposta da metodologia, Nalbantis e Tsakiris (2009) assumem uma série de vazões mensais $Q_{i,j}$, onde i indica o ano hidrológico e j o mês dentro deste ano hidrológico, com $j = 1$ para Outubro e $j = 12$ para Setembro. Baseado nessa série, tem-se a EQUAÇÃO (11):

$$V_{i,k} = \sum_{j=1}^{3k} Q_{i,j} \quad i = 1,2, \dots \quad j = 1,2, \dots, 12 \quad k = 1,2,3,4 \quad (11)$$

Sendo $V_{i,k}$ o volume acumulado de vazão para o i 'ésimo ano hidrológico e k 'ésimo período de referência.

Obtidos os volumes acumulados de vazão $V_{i,k}$, o Índice de Secas de Vazões pode ser definido para cada período de referência k do i 'ésimo ano hidrológico. Desta forma, o índice é calculado como apresentado na EQUAÇÃO (12).

$$SDI_{i,k} = \frac{V_{i,k} - \bar{V}_k}{s_k} \quad i = 1,2, \dots \quad k = 1,2,3,4 \quad (12)$$

Onde \bar{V}_k e s_k são a média e o desvio padrão dos volumes acumulados de vazão para o período de referência k , respectivamente.

Para o presente estudo, serão estimadas séries de SDI para períodos de $k = 1$, ou seja, uma representação sazonal do índice, que reflete a abordagem hidrológica. Desta forma, adotam-se 4 meses de início, e conseqüentemente quatro períodos de análise: Janeiro – Março, Abril – Junho, Julho – Setembro e Outubro – Dezembro.

Nalbantis e Tsakiris (2009) afirmam que para bacias pequenas, séries de vazão possuem um bom ajuste a distribuições de probabilidade da família Gama. Para o cálculo do SDI, esse ajuste deve ser então transformado a uma distribuição normal, tendo os autores utilizado a distribuição log-normal de dois parâmetros para essa normalização, como EQUAÇÃO (13).

$$SDI_{i,k} = \frac{y_{i,k} - \bar{y}_k}{s_{y,k}} \quad i = 1,2, \dots \quad k = 1,2,3,4 \quad (13)$$

Onde:

$$y_{i,k} = \ln(V_{i,k}) \quad i = 1,2, \dots \quad k = 1,2,3,4 \quad (14)$$

Conforme mostrado na EQUAÇÃO (14), assume-se $y_{i,k}$ como o logaritmo natural da vazão acumulada com média \bar{y}_k e desvio padrão $s_{y,k}$.

É válido pontuar que Ozkaya e Zerberg (2019) também realizaram a normalização pela distribuição log-normal, testando-a pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a um nível de significância de 5%.

Baseado no Índice Padronizado de Precipitação, as secas hidrológicas caracterizadas pelo SDI também podem ser categorizadas de acordo com sua magnitude, conforme TABELA 8.

TABELA 8 – CLASSIFICAÇÃO DE SECAS SEGUNDO SDI

Categoria	SDI
Sem seca	> 0,00
Seca amena	-0,99 a 0,00
Seca moderada	-1,49 a -1,00
Seca severa	-1,99 a -1,50
Seca extrema	≤ -2,00

FONTE: Nalbantis e Tsakiris (2009)

3.2.3 Índice de Seca Agregado

Desenvolvido por Keyantash e Dracup (2004), o Índice de Seca Agregado foi formulado em uma abordagem multivariada, considerando os recursos hídricos dentro de três tipos de seca: meteorológica, hidrológica e agrícola. Sendo assim, as variáveis utilizadas em seu cálculo são a precipitação, evapotranspiração, vazão, estocagem, umidade do solo e parcela de neve. Os autores afirmam que, ao se variar a região de estudo, tais variáveis são selecionáveis e não obrigatórias.

Barua et al. (2010) utilizaram dados mensais de precipitação e evaporação de estações climatológicas, sendo os dados de evaporação utilizados para o cálculo da evapotranspiração potencial necessária. Já para os dados de vazão, os autores utilizaram a vazão média mensal, enquanto para a parcela envolvendo armazenamento de reservatórios foi utilizado o percentual médio mensal de estocagem, sendo este relativo à total capacidade do dentro do sistema. Como dados de umidade de solo não estavam disponíveis para a região de estudo, os autores utilizaram o modelo de Palmer (1965) – *Two-layer Water Budget Model* – para a obtenção de tais valores. Como não eram relevantes para a área de estudo, a parcela de água de degelo não foi considerada.

A evapotranspiração potencial pode ser obtida de formas diversas, sendo estas alocadas em três principais categorias: método hidrológico, ou do balanço hídrico; métodos analíticos baseados em variáveis climáticas; e estimações empíricas (VANGELIS et al., 2013). Os autores analisaram mais profundamente metodologias que aplicam apenas a variável temperatura como dado de entrada, sendo eles o

método de *FAO Penman-Monteith* (ALLEN et al., 1998), o método de *Thornthwaite* (1948), o método de *Hargreaves* (HARGREAVES e SAMANI, 1982) e o método de *Blaney-Criddle* (DOORENBOS e PRUITT, 1977). Vangelis et al. (2013) concluíram que os quatro métodos de cálculo da evapotranspiração potencial que utilizam a variável temperatura como dado de entrada forneceram resultados válidos e aplicáveis ao Índice de Reconhecimento de Secas (RDI), objeto de estudo dos autores. Levando em consideração o estudo de Vangelis et al. (2013), ao elaborar o software *DrinC*, para análises de índices de seca, Tigkas et al. (2015) empregaram três dos métodos para o cálculo da evapotranspiração potencial: *Hargreaves*, *Thornthwaite* e *Blaney-Criddle*, sendo necessário para o primeiro dados de temperatura máxima e mínima, enquanto para os outros dois apenas a temperatura média.

Com base no proposto por Thornthwaite (1948), o método para o cálculo de evapotranspiração é dado conforme EQUAÇÃO (15).

$$PET = 16 \left(\frac{N}{12} \right) \left(\frac{m}{30} \right) \left(10 \frac{T_{médio}}{I} \right)^a \quad (15)$$

Sendo $T_{médio}$ a temperatura média mensal (°C), N a insolação média mensal possível (h/dia), m o número de dias do mês e com a dado pela EQUAÇÃO (16) a seguir:

$$a = 6,75 \cdot 10^{-7} \cdot I^3 - 7,71 \cdot 10^{-5} \cdot I^2 + 1,79 \cdot 10^{-2} \cdot I + 0,49 \quad (16)$$

Da fórmula acima, I é um índice de calor calculado pela soma dos 12 valores mensais de acordo com a EQUAÇÃO (17):

$$I = \sum_{i=1}^{12} \left(\frac{T_{i,médio}}{5} \right)^{1,514} \quad (17)$$

Já o método de *Hargreaves* foi inicialmente concebido em 1975 com a formulação demonstrada pela EQUAÇÃO (18):

$$PET = 0,135R_s(T_{m\u00e9dio}) \quad (18)$$

Na qual R_s é a radiação solar global na superfície (mm/dia) e $T_{m\u00e9dio}$ a temperatura média (°C). Dado que R_s não é de fácil obtenção, o autor, juntamente com Samani (1982), adotou a radiação solar global dados valores de radiação extraterrestre R_a e da porcentagem de insolação possível S , como apresentado na EQUAÇÃO (19) abaixo.

$$R_s = K_{RS} \cdot R_a \cdot TR^{0,50} \quad (19)$$

Para a expressão acima, assume-se K_{RS} um coeficiente emp\u00edrico ajustado a R_s/R_a , relacionado \u00e0 extens\u00e3o de temperatura TR , sendo esta dada pela diferen\u00e7a entre as m\u00e9dias das temperaturas m\u00e1ximas e m\u00ednimas di\u00e1rias.

O m\u00e9todo de *Blaney-Criddle* modificado por Doorenbos e Pruitt (1977) pode ser escrito como mostra a EQUAÇÃO (20):

$$PET = k \cdot p \cdot (0,46 \cdot T_{m\u00e9dio} + 8,13) \quad (20)$$

Na qual $T_{m\u00e9dio}$ \u00e9 a temperatura m\u00e9dia (°C), p \u00e9 a porcentagem do total de horas de dia para o per\u00edodo utilizado dentre o total de horas de dia do ano, e k \u00e9 o coeficiente de uso consuntivo mensal, dependente do tipo de vegeta\u00e7\u00e3o, localiza\u00e7\u00e3o e sazonalidade. O valor de p \u00e9 usualmente obtido por tabelas.

A formula\u00e7\u00e3o matem\u00e1tica do \u00edndice se d\u00e1 pela An\u00e1lise de Componentes Principais (PCA), sendo recomendada por Keyantash e Dracup (2004) como uma forma de se condensar diversas vari\u00e1veis hidrol\u00f3gicas em uma \u00fanica aplica\u00e7\u00e3o. Basicamente, a computa\u00e7\u00e3o do componente principal envolve a constru\u00e7\u00e3o de uma matriz de correla\u00e7\u00e3o quadrada e sim\u00e9trica entre as vari\u00e1veis. Wilks (1995) detalha o m\u00e9todo do PCA, tida como base para as formula\u00e7\u00f5es apresentadas por Keyantash e Dracup (2004), e conforme segue.

Devem ser definidas as p vari\u00e1veis a serem levadas em conta no modelo proposto. Com uma s\u00e9rie hist\u00f3rica de mesmo tamanho n para todas as vari\u00e1veis, constr\u00f3i-se uma matriz de observa\u00e7\u00f5es $n \times p$, chamada aqui de Z . Os componentes principais s\u00e3o uma forma de reexpress\u00e3o das p -vari\u00e1veis em uma forma n\u00e3o

correlacionada, no formato de auto vetores. Estes auto vetores são derivados da relação apresentada na EQUAÇÃO (21).

$$\mathbf{Z} = \mathbf{X}\mathbf{E} \quad (21)$$

Sendo \mathbf{X} a matriz $n \times p$ de dados normalizados e \mathbf{E} a matriz $p \times p$ de autovetores. Desta forma, tem-se a matriz de autovetores \mathbf{E} , que com cada coluna representando um autovalor. Keyantash e Dracup (2004) afirmam que para variáveis hidrológicas no cálculo do Índice de Seca Agregado a utilização de apenas o primeiro autovalor entrega um bom resultado, uma vez que é a melhor relação entre as variáveis. Assim, o auto vetor associado ao primeiro autovalor é representado por $e_1 = \mathbf{E}[p, 1]$.

A série do Índice Agregado de Seca pode então ser representada pela matriz A , de elementos a_n . Os elementos são calculados de acordo com a EQUAÇÃO (22) abaixo.

$$a_n = \frac{\mathbf{X}e_1}{\sigma} \quad (22)$$

Sendo a_n o elemento da série de ADI e σ o desvio padrão da série gerada por $\mathbf{X}e_1$.

Conforme os valores apresentados para a série ADI, podem ser determinadas categorias para secas. Bayissa et al. (2018), baseado nas classificações apresentadas por McKee et al. (1993), definiram as classificações de acordo com a porcentagem de ocorrência dos eventos, sendo secas amenas ocorrendo 24% do tempo, secas moderadas em 9,2% do tempo, secas severas em 4,4% e secas extremas em 2,3% do tempo. Sendo assim, os autores construíram a distribuição cumulativa da série ADI para o traçado e comparação das categorias.

Para o trabalho em questão são aplicados na Análise de Componentes Principais dados mensais de precipitação, vazão e evapotranspiração potencial, sendo esta última calculada pelo método de *Hargreaves*.

3.3 TESTES DE TENDÊNCIA

Aplicados os Índices de Seca às estações selecionadas, com a elaboração de séries históricas dos índices para cada ponto, dá-se prosseguimento à análise da tendência de tais séries. Foram verificadas tendências lineares pelo teste não paramétrico de Mann-Kendall e pelo estimador de Theil-Sen. Tais métodos foram selecionados por terem sua aplicação consolidada e com bons ajustes, como apresentado na revisão de literatura. Já pontos bruscos de mudança foram analisados pelo teste não paramétrico de Pettitt e também pelo método da Vizinhança Segmentada, este utilizado para a identificação de mais de um ponto de mudança. O teste de Pettitt, como mostrado na revisão de literatura, possui ampla aplicação na identificação de mudanças bruscas, e por isso foi selecionado. Já o método da Vizinhança segmentada foi aplicado de forma a se verificar se uma só mudança, como é para o teste de Pettitt, de fato explica a série histórica, ou se a mesma pode ser melhor explicada por variações temporais. Os métodos empregados são apresentados a seguir.

3.3.1 Teste Não Paramétrico de Mann-Kendall

O teste não paramétrico de Mann-Kendall foi derivado dos estudos propostos por Mann (1945) e Kendall (1975), sendo amplamente utilizado na análise de tendências de secas hidrológicas e meteorológicas (YEH, 2019).

O teste identifica a presença ou não de uma tendência significativa na série estudada utilizando diferenças entre dados consecutivos. Yeh (2019) pontua que os resultados não são afetados por valores extremos ou então dados faltantes em sequências de dados.

A estatística do teste é calculada dada uma série temporal t_1, t_2, \dots, t_n e sua sequência de dados correspondentes x_1, x_2, \dots, x_n , sendo n o número de pontos de dados. A hipótese nula do teste indica uma amostra com variáveis aleatórias e identicamente distribuídas, enquanto a hipótese alternativa indica distribuições não idênticas para X_i e X_j (KAZEMZADEH e MALEKIAN, 2018), calculado como EQUAÇÃO (23).

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{Sign}(X_j - X_i) \quad (23)$$

Onde X_j e X_i são valores de dados para os anos j e i , respectivamente, com $j > i$. Sendo $\text{Sign}(X_j - X_i)$ dado pela EQUAÇÃO (24):

$$\text{Sign}(X_j - X_i) = \begin{cases} +1, & X_j - X_i > 0 \\ 0, & X_j - X_i = 0 \\ -1, & X_j - X_i < 0 \end{cases} \quad (24)$$

Para n maior que 10, a distribuição de probabilidades de S se aproxima de uma distribuição normal com média zero. A variância dessa distribuição é dada pela equação (25):

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (25)$$

A fórmula acima é válida para séries que não possuam valores iguais consecutivos, aqui chamados de laços. Já para o caso da ocorrência de laços, a variância é dada pela EQUAÇÃO (26):

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^J t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (26)$$

Para este caso, J representa o número de laços de valores repetidos e t_j é o número de valores repetidos no j 'ésimo laço (PIYOOSH e GHOSH, 2017).

A existência de uma tendência significativa é dada então pelo valor Z calculado como a EQUAÇÃO (27).

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} \quad (27)$$

Valores positivos ou negativos da estatística Z representam tendências crescentes ou decrescentes, respectivamente. Tais valores devem ser sempre testados com relação ao seu nível de significância. A um certo nível de significância α , rejeita-se a hipótese nula para $|Z| > Z_{\alpha/2}$ (HAJANI e RAHMAN, 2018). Portanto, para o nível de significância de 5%, confirmam-se tendências significativas para valores $|Z| \geq 1,96$.

Myronidis et al. (2018) colocam que os dados aplicados no teste de Mann-Kendall devem ser serialmente independentes, uma vez que correlações positivas ou negativas podem levar a super ou subestimações da significância da tendência.

3.3.2 Estimador de Theil-Sen

O estimador de Theil-Sen, inicialmente proposto por Theil (1950) e posteriormente explorado por Sen (1968), de forma não paramétrica, visa o cálculo da inclinação e magnitude da tendência, com uma definição da mudança por unidade de tempo (BYAKATONDA et al., 2018; KAZEMZADEH e MALEKIAN, 2018). Sua computação é definida pelo que segue, conforme EQUAÇÃO (28) e pelo exposto por Bacanlı (2017).

$$Q_i = \frac{X_j - X_k}{j - k} \quad (28)$$

Sendo que i varia entre 1 e N , e N é o número de pares de pontos na série histórica. X_j e X_k são os dados para os tempos j e k , respectivamente, e obedecendo $j > k$. Com isso, os N valores de Q_i são ranqueados em ordem crescente, e sua mediana, valor indicativo do estimador de Theil-Sen (β), computado como apresentado nas EQUAÇÕES (29) e (30).

$$Q_{med} = \begin{cases} Q_{(N+1)/2} & \text{para } N \text{ ímpares} \\ \frac{1}{2}(Q_{N/2} + Q_{(N+2)/2}) & \text{para } N \text{ pares} \end{cases} \quad (29)$$

$$\beta = Q_{med} \quad (30)$$

Onde β é a mediana das inclinações de todas as linhas traçadas entre pares de pontos na série histórica. Yeh (2019) coloca ainda que a inclinação β aqui computada se difere da obtida por regressão linear simples, uma vez que não é afetada por valores extremos em sequências de dados. Aponta-se também que valores positivos e negativos de β representam respectivamente tendências de acréscimo e decréscimo.

3.3.3 Teste Não Paramétrico de Pettitt

Considerando uma sequência de variáveis aleatórias X_1, X_2, \dots, X_N , esta sequência é dita possuidora de um ponto de mudança em τ para o caso em que X_t para $t = 1, \dots, \tau$ possua uma função de distribuição comum $F_1(x)$ e X_t para $t = \tau + 1, \dots, N$ possua uma função de distribuição comum $F_2(x)$, desde que $F_1(x) \neq F_2(x)$. Assume-se como problema de teste a hipótese nula do caso “sem mudança”, confrontando com a hipótese alternativa de “mudança” (PETTITT, 1979).

Considerando então a problemática da mudança abrupta, Pettitt (1979) modifica a estatística de Mann-Whitney, de forma a ser utilizada para o teste da “não mudança”, confrontando com a “mudança”, derivando sua probabilidade de significância em uma estatística não paramétrica. Yang et al. (2018) define o teste de Pettitt como uma forma de determinar o ponto de mudança mais significativo de uma série.

O teste, conforme proposto por Pettitt (1979) pode ser representado pela EQUAÇÃO (31).

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_j^N \text{sgn}(X_t - X_j) \quad (31)$$

Em que:

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{para } x > 0 \\ 0, & \text{para } x = 0 \\ -1, & \text{para } x < 0 \end{cases} \quad (32)$$

Desta forma, o teste estatístico conta o número de vezes que um membro da primeira amostra excede um membro da segunda amostra (SANTOS et al., 2016). Sendo assim, a estatística é dada pela EQUAÇÃO (33):

$$K_t = \max|U_{t,N}| \quad (33)$$

Yang et al. (2018) colocam que o ponto de mudança mais significativo pode ser identificado como o ponto em que o valor de $U_{t,N}$ é máximo, com sua significância sendo representada pela EQUAÇÃO (34).

$$\rho = 2\exp\left\{-6(K_t)^2 / (N^3 + N^2)\right\} \quad (34)$$

Yang et al. (2018) ressaltam que sendo a hipótese nula para o teste de Pettitt a não ocorrência de um ponto de mudança, valores de significância calculados que sejam inferiores à significância adotada ao teste, na maior parte das vezes 0,05, indicam rejeição à hipótese nula. Logo, para estes casos, o teste indica a presença de um ponto de mudança significativo para a série histórica, ocorrendo no ano t .

3.3.4 Método da Vizinhança Segmentada

O conceito de vizinhança segmentada apresentada por Auger e Lawrence (1989) consiste em um conjunto de resíduos contínuos que dividem características comuns. Neste contexto, os autores formularam um algoritmo para a identificação de tais vizinhanças, aqui chamadas de eventos, dentro de uma série histórica, dada a presença de pontos de mudança.

Para a identificação de pontos pontos de mudança, Killick e Eckley (2014) aprofundaram o conceito da vizinhança segmentada para o método chamado SegNeigh, levando em conta o exposto abaixo.

Tendo-se m pontos de mudança em uma série y_n de n dados, com posições representadas por $\tau_{1:m} = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_m)$, sendo m um inteiro entre 1 e $n - 1$, coloca-se $\tau_0 = 0$ e $\tau_{m+1} = n$. Os m pontos de mudança dividem a série em $m + 1$ segmentos, sendo o i 'ésimo segmento composto pelos elementos $y_{(\tau_{i-1}+1):\tau_i}$. Os parâmetros associados aos i 'ésimos segmentos podem ser denotados por $\{\theta_i, \phi_i\}$, sendo ϕ_i o

conjunto de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*), possivelmente nulos, e θ_i o conjunto de parâmetros denotando mudanças. Como resultado do teste, está o número de segmentos necessários para se representar o conjunto de dados, ou seja, o número de pontos de mudança, e os parâmetros associados a cada segmento.

Como hipótese nula do teste, admite-se a não existência de pontos de mudança, enquanto a hipótese alternativa considera um número m de pontos de mudança. Para o teste das hipóteses, conforme metodologia de Killick e Eckley (2014), assume-se o método da verossimilhança, com o cálculo da máxima log-verossimilhança (ML) para ambas hipóteses nula e alternativa. Identifica-se então os máximos $ML(\tau_{1:m})$ dentre todas as combinações de $\tau_{1:m}$ possíveis (PIYOOSH e GHOSH, 2017). A identificação dos múltiplos pontos de mudança se dá pela minimização do exposto:

$$\sum_{i=1}^{m+1} [C(y_{(\tau_{i-1}+1):\tau_i})] + \beta f(m) \quad (35)$$

Sendo C uma função relativa ao segmento, como a função da log-verossimilhança negativa, e $\beta f(m)$ um parâmetro de correção contra *over-fitting*.

Com base em tais formulações, Killick e Eckley (2014) desenvolveram uma técnica de programação dinâmica com o algoritmo de minimização exposto, levando à identificação dos múltiplos pontos de mudança e das vizinhanças presentes na série.

3.4 COMPARAÇÃO DOS RESULTADOS

Os resultados obtidos foram analisados de duas formas diferentes. Primeiramente foram avaliadas as tendências observadas nos índices locais, para cada sub-bacia. Com isso pretende-se observar a existência ou não da relação entre as secas meteorológica e hidrológica, bem como a maneira com que cada um dos índices isolados se relaciona com o índice combinado estudado.

Já em uma abordagem espacial, as tendências locais foram comparadas com as demais sub-bacias, verificando assim a possível existência de padrões regionais das tendências locais.

Outra análise espacial feita foi o traçado de mapas de isoietas de determinado índice para anos específicos, para a observação das mudanças dos padrões espaciais da seca no decorrer dos anos. Objetiva-se o traçado de mapas com o índice obtido a cada 5 anos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados são apresentados em sete tópicos: Aplicação dos índices; Testes aplicados ao Índice Padronizado de Precipitação; Testes aplicados ao Índice de Seca de Vazões; Testes aplicados ao Índice de Seca Agregado; Comparação entre os índices; Análise espacial do Índice Padronizado de Precipitação; e Análise espacial do Índice de Seca Agregado.

4.1 APLICAÇÃO DOS ÍNDICES

Os registros históricos de precipitação, vazão e temperatura das estações listadas anteriormente foram adequados à aplicação nos índices de seca mencionados: Índice Padronizado de Precipitação (SPI); Índice de Seca de Vazões (SDI); e Índice de Seca Agregado (ADI).

Desta forma foram geradas três novas séries históricas para cada sub-bacia estudada, sendo elas respectivas aos três índices de seca. A essas séries foram então aplicados os testes de tendência (Mann-Kendall e estimador de Theil-Sen) e de ponto de quebra (Pettitt e método da Vizinhança Segmentada), com os resultados apresentados a seguir.

4.2 TESTES APLICADOS AO ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO

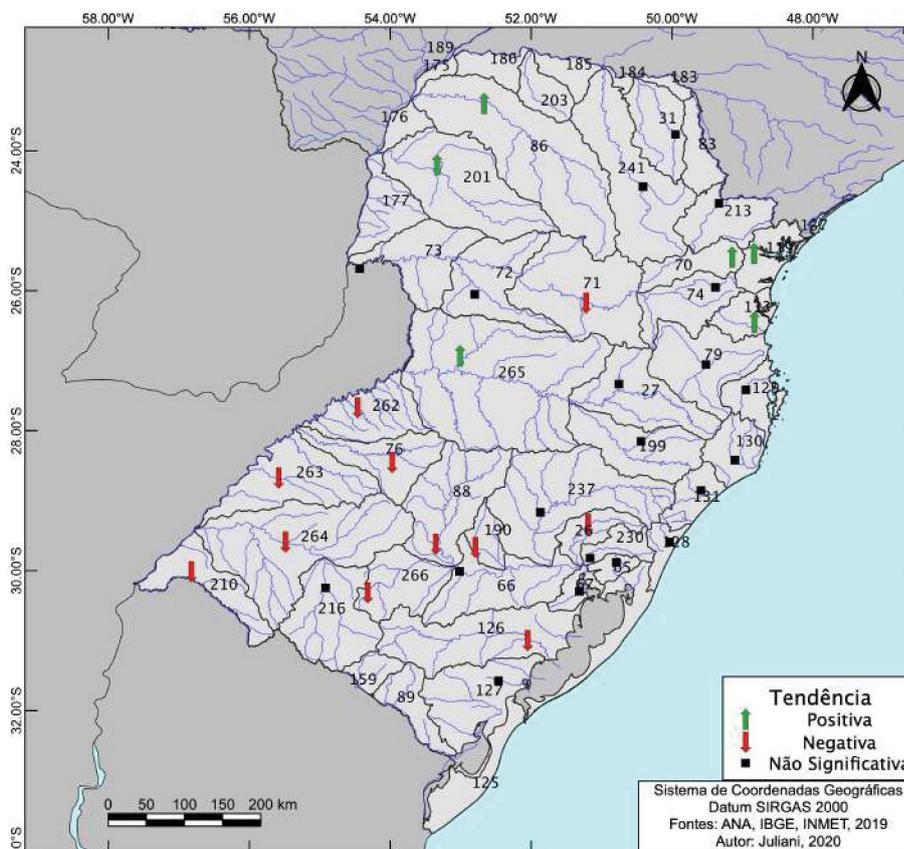
Ao Índice Padronizado de Precipitação foram aplicados o teste de Mann-Kendall, estimador de Theil-Sen, teste de Pettitt, método da Vizinhança Segmentada e traçado das regressões lineares.

4.2.1 Tendências Lineares

Aplicado o teste de Mann-Kendall às séries do Índice Padronizado de Precipitação dos 37 pontos estudados, um resultado mesclado de tendências positivas, negativas e não significativas foi encontrado. Seis das estações apresentaram uma tendência positiva para o índice, enquanto 11 estações mostraram uma tendência negativa. As demais 20 estações não mostraram indícios de tendência ao nível de 5% de significância do teste. Para uma visualização espacial, a FIGURA

11 apresenta a distribuição das tendências estatisticamente significativas pela da Região Sul.

FIGURA 11 – ESTAÇÕES COM REJEIÇÃO À ESTACIONARIEDADE DO SPI PELO TESTE DE MANN-KENDALL



FONTE: O autor (2020).

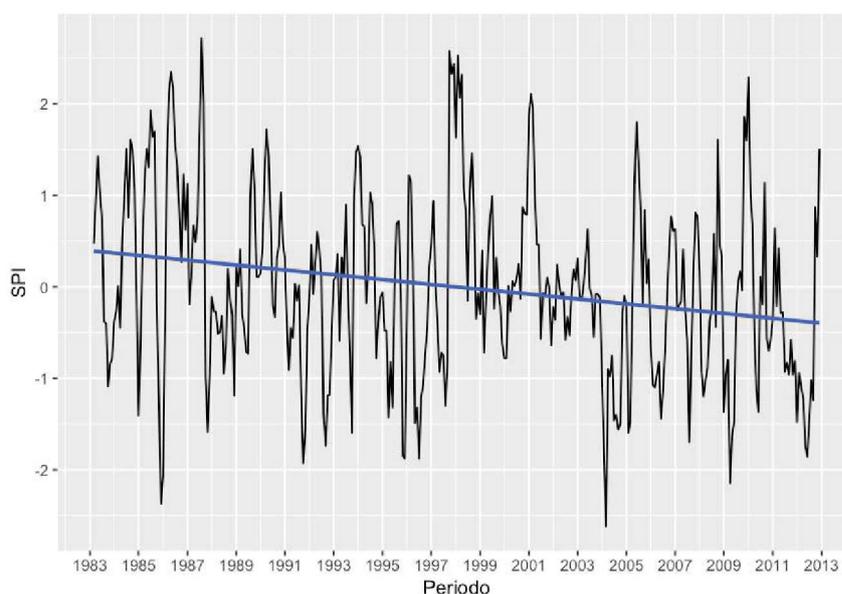
Apresentada na TABELA 9, está a relação do p-valor respectivo ao teste de Mann-Kendall para cada uma das estações, bem como a estimativa da tendência, obtida pelo método de Theil-Sen. É válido ressaltar que para a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância, o p-valor registrado deve ser inferior a 0,05, indicando portanto uma série não estacionária, com a existência de uma tendência positiva ou negativa.

TABELA 9 – TESTE DE MANN-KENDALL APLICADO AO SPI

Tendência	Sub-Bacia	Estação	P-Valor	Mudança estimada
NEGATIVA	26	Nova Palmira	0,0012	-0,0210
	71	Porto Vitoria	0,0344	-0,0132
	76	Conceicao	0,0000	-0,0270
	88	Dona Francisca	0,0432	-0,0120
	126	Passo do Mendonca	0,0269	-0,0140
	190	Candelaria	0,0076	-0,0166
	210	Fazenda Junco	0,0222	-0,0121
	262	Tucunduva	0,0000	-0,0267
	263	Passo do Novo	0,0000	-0,0284
	264	Manoel Viana	0,0010	-0,0204
	266	Ponte Sao Gabriel	0,0005	-0,0221
POSITIVA	70	Fazendinha	0,0407	0,0128
	86	Porto Paraiso do Norte	0,0005	0,0212
	113	Ponte SC-301	0,0069	0,0163
	119	Morretes	0,0035	0,0183
	201	Porto Formosa	0,0000	0,0268
	265	Saudades	0,0399	0,0129
SEM TENDÊNCIA SIGNIFICATIVA	27	Passo Marombas	0,2143	0,0076
	31	Tomazina	0,4615	-0,0049
	65	Glorinha	0,0732	-0,0112
	66	Passo Sao Lourenco	0,6153	-0,0031
	67	Barra do Ribeiro	0,2235	-0,0079
	72	Ponte do Vitorino	0,3033	-0,0068
	73	Salto Cataratas	0,4043	-0,0051
	74	Rio Varzea dos Lima	0,1369	0,0098
	79	Ibirama	0,0687	-0,0122
	127	Ponte Cordeiro de Farias	0,9131	0,0005
	128	Terra de Areia	0,4153	0,0053
	129	Major Gercino	0,6954	0,0023
	130	Rio do Pouso	0,3004	0,0063
	131	Foz do Manuel Alves	0,8076	0,0015
	199	Coxilha Rica	0,6717	-0,0027
	213	Turvo	0,1024	0,0101
	216	Rosario do Sul	0,5110	0,0041
230	Sapucaia do Sul	0,1628	-0,0092	
237	Mucum	0,1487	-0,0084	
241	Tibagi	0,9447	0,0000	

Com a FIGURA 11, observa-se tendências negativas comprovadas pelo teste de Mann-Kendall principalmente na região do Rio Grande do Sul. Deduz-se, dessa forma, que o sul da região estudada passa por um aumento na gravidade dos eventos de seca ao longo do período estudado, uma vez que a tendência negativa leva a índices menores, e quanto menor esse índice, maior a gravidade do evento. Nota-se também um outro ponto de tendência, um pouco mais afastado do conjunto dos demais, correspondente à estação Porto Vitória. Essas tendências comprovadas ao nível de 5% de significância representam, de acordo com o estimador de Theil-Sen, uma redução no índice de SPI entre 0,0120 e 0,0284 ao longo dos 30 anos de estudo. A maior redução apresentada é para a estação Passo do Novo, na sub-bacia 263, e essa tendência linear pode ser visualizada na FIGURA 12.

FIGURA 12 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 263: PASSO DO NOVO



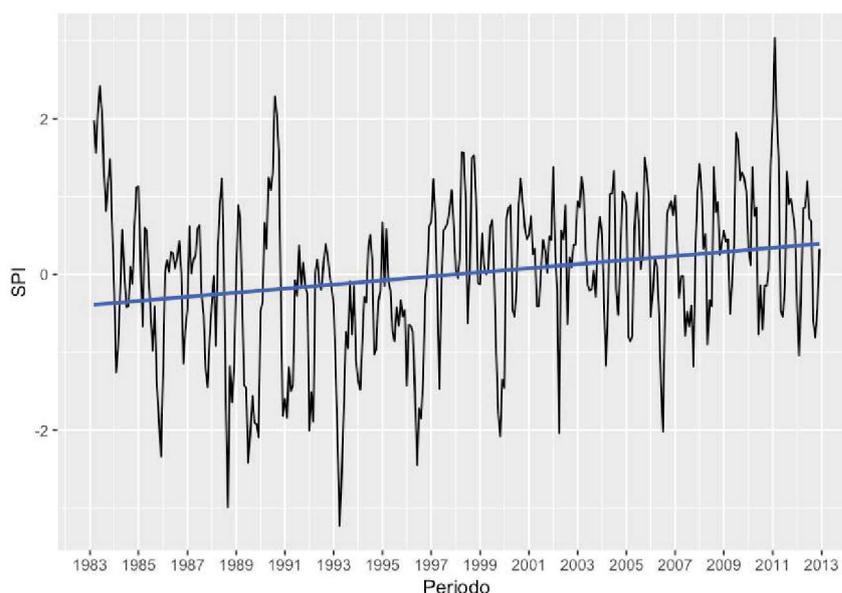
FONTE: O autor (2020).

É importante frisar que o valor da mudança linear obtido pelo estimador de Theil-Sen se difere do observado na FIGURA 12, uma vez que considera a média entre todos os pares de dados, fato esse também evidenciado por Yeh (2019). Porém, ambas as análises evidenciam a tendência negativa para a série.

Analisando agora os resultados de rejeição à hipótese nula com tendências positivas, conforme observado na FIGURA 11, estas não possuem uma única região mais definida. Observa-se um conjunto destas na região leste do Paraná e nordeste

de Santa Catarina, e também as duas estações selecionadas no noroeste paranaense. Já a última tendência positiva para o SPI foi verificada na estação Saudades, sub-bacia 265. Conforme calculado pelo estimador de Theil-Sen, estas séries tiveram um aumento entre 0,0128 e 0,0268 ponto do índice. Essa tendência linear também pode ser evidenciada por modo de regressão linear simples, como mostrado na FIGURA 13.

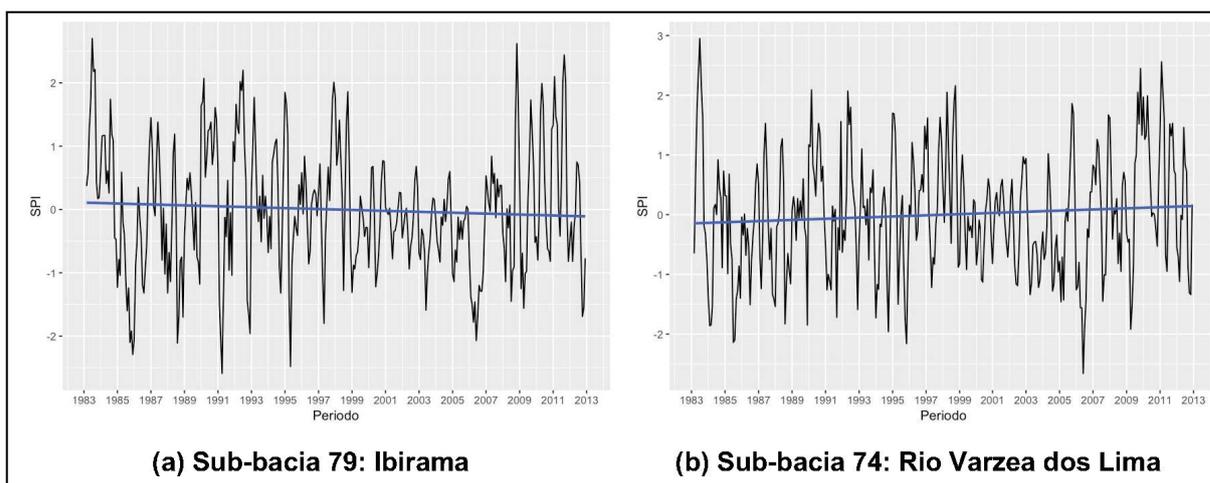
FIGURA 13 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 201: PORTO FORMOSA



FONTE: O autor (2020).

Analisando ainda a TABELA 9, observa-se que mesmo as estações que apresentam um p-valor do teste de Mann-Kendall superior a 0,05 ao se calcular os estimadores de Theil-Sen apresentam valores indicativos de tendência. Desta forma, analisando suas regressões lineares, verificam-se acréscimos e decréscimos, ainda que em menores intensidades, como para as estações Ibirama (sub-bacia 79) e Rio Varzea dos Lima (sub-bacia 74), exemplificado na FIGURA 14.

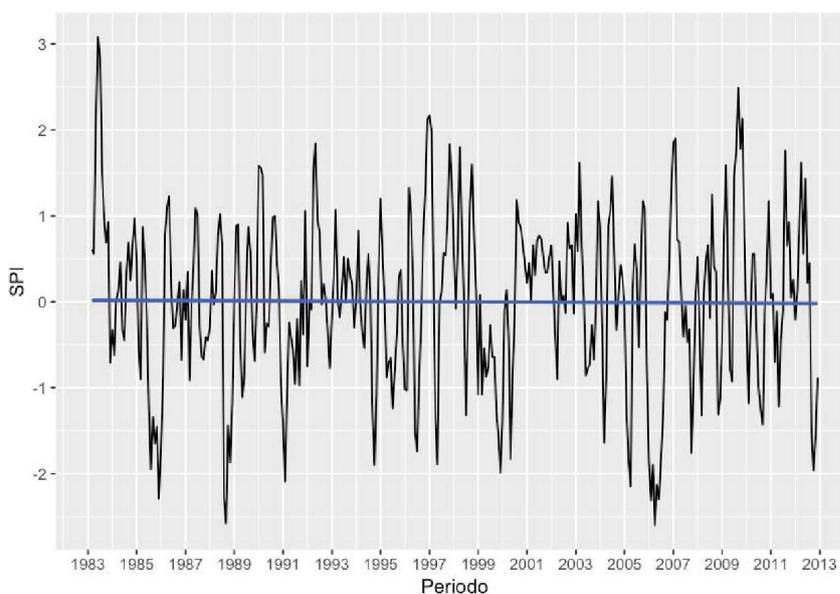
FIGURA 14 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA AS SUB-BACIAS 79 E 74



FONTE: O autor (2020).

A exceção a essas tendências é a estação Tibagi, na sub-bacia 241. Com um p-valor de 0,9447, o mesmo indica falha em rejeitar a hipótese de estacionariedade. Mais a fundo, ao se analisar o estimador de Theil-Sen, verificou-se um valor de 0,00 para o aumento, o que também pode ser verificado na regressão linear da série, como mostra a FIGURA 15.

FIGURA 15 – TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA A SUB-BACIA 241: TIBAGI

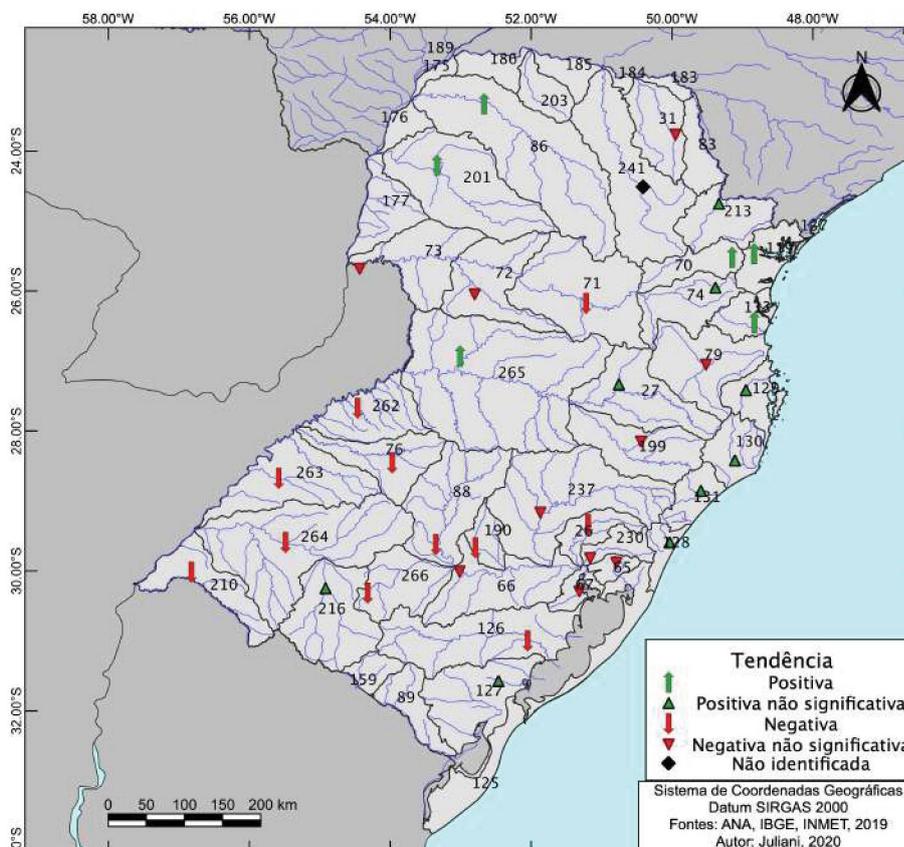


FONTE: O autor (2020).

Levando em consideração então a subjetividade com relação a existência ou não de uma tendência com relação ao p-valor do teste de Mann-Kendall, as estações

classificadas como “SEM TENDÊNCIA SIGNIFICATIVA” na TABELA 9 foram analisadas com base no estimador de Theil-Sen e nas regressões lineares traçadas, obtendo-se a distribuição espacial de tendências mostrada na FIGURA 16.

FIGURA 16 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SPI NA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

Analisando então a FIGURA 16, observa-se a dominância de uma tendência negativa na parte sul da área de estudo, compreendendo o interior do estado do Rio Grande do Sul, com exceção às estações das sub-bacias 127 e 216. Como o Índice Padronizado de Precipitação é um índice meteorológico de seca, assume-se que este estado, de forma geral, apresenta, nos anos mais recentes, um maior número de eventos de seca meteorológica mais severos do que o início do período estudado.

Em contrapartida, observa-se que as estações situadas mais a leste, próximas da costa, apresentam um aumento no índice de SPI. Isso indica uma redução nos eventos mais extremos de seca para os anos mais recentes nesta região, bem como para as estações das sub-bacias 27 e 265, e também na região noroeste paranaense.

As séries do Índice Padronizado de Precipitação geradas, e também as regressões lineares traçadas, para as 37 estações pluviométricas estudadas são apresentadas no APÊNDICE A.

4.2.2 Pontos de Quebra

Pelo teste de Pettitt foram verificados os pontos de mudança abruptos nas séries do Índice Padronizado de Precipitação para as estações estudadas, com o resultado apresentado na TABELA 10.

TABELA 10 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SPI

(continua)

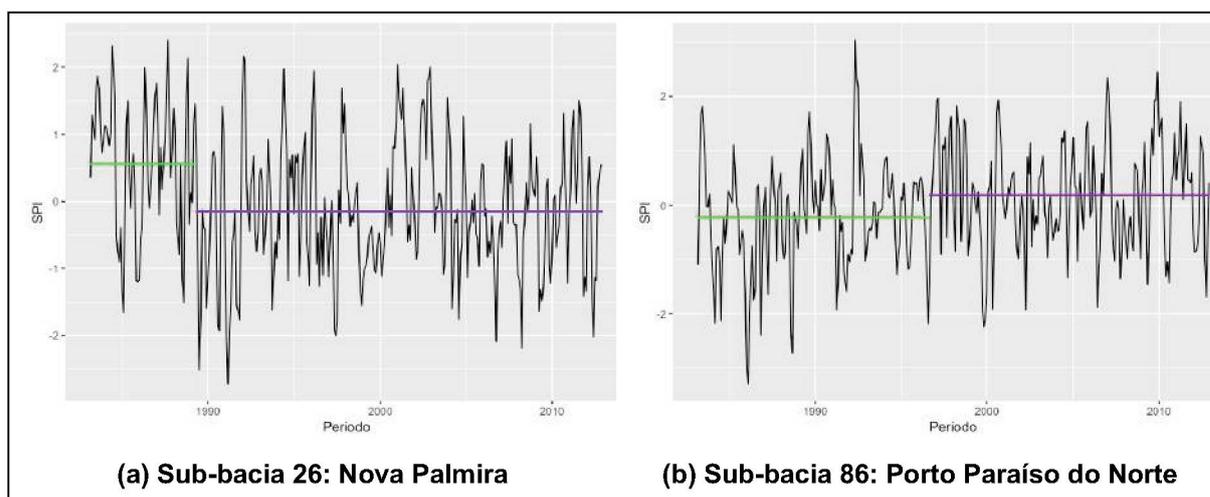
Ponto de Quebra	Sub-Bacia	Estação	P-Valor	Data
NEGATIVA	26	Nova Palmira	0,000151	03/89
	66	Passo Sao Lourenco	0,001926	03/03
	67	Barra do Ribeiro	0,019650	12/87
	71	Porto Vitoria	0,001302	11/01
	72	Ponte do Vitorino	0,030491	12/98
	76	Conceicao	0,000027	07/87
	79	Ibirama	0,009141	09/98
	88	Dona Francisca	0,013220	12/03
	126	Passo do Mendonca	0,007602	08/87
	190	Candelaria	0,004837	02/03
	210	Fazenda Junco	0,004090	12/03
	237	Mucum	0,028907	10/03
	262	Tucunduva	0,000000	02/03
	263	Passo do Novo	0,000067	04/01
	264	Manoel Viana	0,000071	12/03
	266	Ponte Sao Gabriel	0,000079	06/03
POSITIVA	27	Passo Marombas	0,030626	05/96
	70	Fazendinha	0,023920	08/94
	74	Rio Varzea dos Lima	0,044002	08/06
	86	Porto Paraiso do Norte	0,001455	07/96
	113	Ponte SC-301	0,000151	09/07
	119	Morretes	0,001108	01/93
	129	Major Gercino	0,020081	01/07
	201	Porto Formosa	0,000000	09/96
	213	Turvo	0,001933	01/92
	216	Rosario do Sul	0,015082	11/89
	265	Saudades	0,002809	10/91

(conclusão)

Ponto de Quebra	Sub-Bacia	Estação	P-Valor	Data
SEM QUEBRA	31	Tomazina	0,195883	
	65	Glorinha	0,077473	
	73	Salto Cataratas	0,238055	
	127	Ponte Cordeiro de Farias	0,063881	
	128	Terra de Areia	0,109073	
	130	Rio do Pouso	0,061356	
	131	Foz do Manuel Alves	0,117957	
	199	Coxilha Rica	0,215591	
	230	Sapucaia do Sul	0,103421	
	241	Tibagi	0,788295	

Como visto na TABELA 10, dez das estações estudadas não apresentaram ponto de quebra a uma significância de 5% do teste de Pettitt. As demais estações foram identificadas com pontos de quebra negativos, no qual a média do índice para o segundo período é inferior à do primeiro, e com pontos de quebra positivos, com a situação inversa. Para uma melhor visualização desses pontos de quebra, a FIGURA 17 mostra para a estação Nova Palmira, sub-bacia 26, o ponto de quebra negativo em 03/89. Percebe-se uma diferença entre as médias anterior e posterior ao ponto de mais de 0,6. A FIGURA 17 também apresenta o ponto de quebra positivo para a estação Porto Paraíso do Norte, sub-bacia 86, em 07/96, também sendo perceptível a diferença entre as médias, neste caso com um aumento.

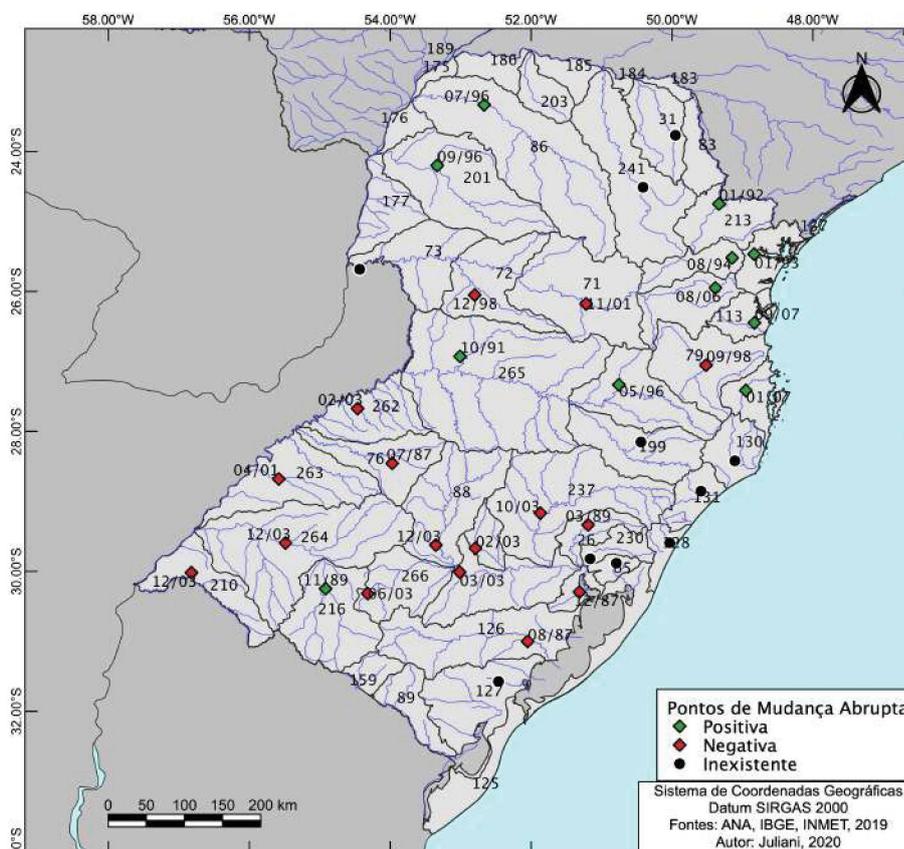
FIGURA 17 – TESTE DE PETTITT NO SPI PARA AS SUB-BACIAS 26 E 86



FONTE: O autor (2020).

Como visto na TABELA 10, as ocorrências dos pontos de quebra foram identificadas em diferentes períodos. As mudanças negativas foram perceptíveis entre os anos de 1987 e 1989, e entre o final de 1998 e 2003. Já as mudanças positivas foram observadas em períodos mais dispersos para as diversas estações, com o primeiro se iniciando em 1989 e se estendendo até meados de 1996, e um outro período identificado nos anos de 2006 e 2007. Dado esses diferentes períodos identificados, coube a investigação da percepção se estações mais próximas obtiveram ocorrências próximas. A posição de cada um dos pontos estudados, e o ponto de quebra identificado são apresentados na FIGURA 18.

FIGURA 18 – OCORRÊNCIAS DE PONTOS DE QUEBRA EM SÉRIES DE SPI NA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

Pela FIGURA 18, percebe-se que os dois pontos de mudança positiva localizados no noroeste do Paraná possuem ocorrência no mesmo ano – 1996. Ainda para os pontos de quebra positivos, identifica-se o ponto de mudança em um período semelhante para as estações das sub-bacias 70, 119 e 213, sendo o período entre 1992 e 1994. Um terceiro grupo de estações ainda pode ser dado pelas sub-bacias

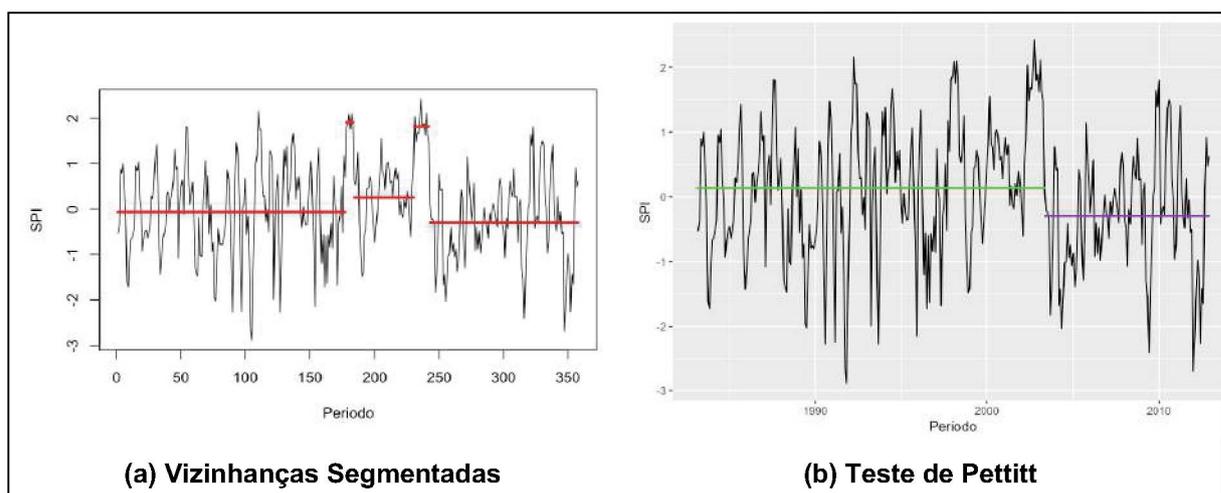
74, 113 e 129, nos anos de 2006 e 2007. Ao se analisar as mudanças abruptas negativas, verifica-se que os três pontos localizados na área central têm suas ocorrências entre o fim de 1998 e 2001. As demais estações com mudanças negativas são localizadas na área do estado do Rio Grande do Sul, e estas apresentam dois períodos distintos de mudança: entre os anos de 1987 e 1989, e entre os anos de 2001 e 2003.

As séries do Índice Padronizado de Precipitação geradas com o traçado das médias anteriores e posteriores aos pontos de mudança identificados pelo Teste de Pettitt para todas as estações identificadas estão dispostas no APÊNDICE B.

Outra análise realizada para as séries do Índice Padronizado de Precipitação geradas foi a aplicação do Método da Vizinhança Segmentada. Aqui, semelhante ao teste de Pettitt, são identificados pontos de mudança abruptos nas séries geradas, porém com a identificação de mais de um único ponto, como é o caso da análise por Pettitt. Para este método, os resultados gerados são apresentados na forma de gráficos, apresentados para todas as estações estudadas no APÊNDICE B.

Para discussão, seleciono quatro casos distintos. O primeiro deles, com a presença de um ponto de mudança coincidindo com o ponto de quebra obtido pelo teste de Pettitt, o que é o caso da estação Passo São Lourenço, sub-bacia 66, como mostra a FIGURA 19. Para esta estação, verifica-se 2 pontos de mudança principais, nos anos 1998 e 2003. Nota-se que essas mudanças são precedidas por eventos mais extremos, que atuam como um evento de transição entre os dois períodos mais estáveis.

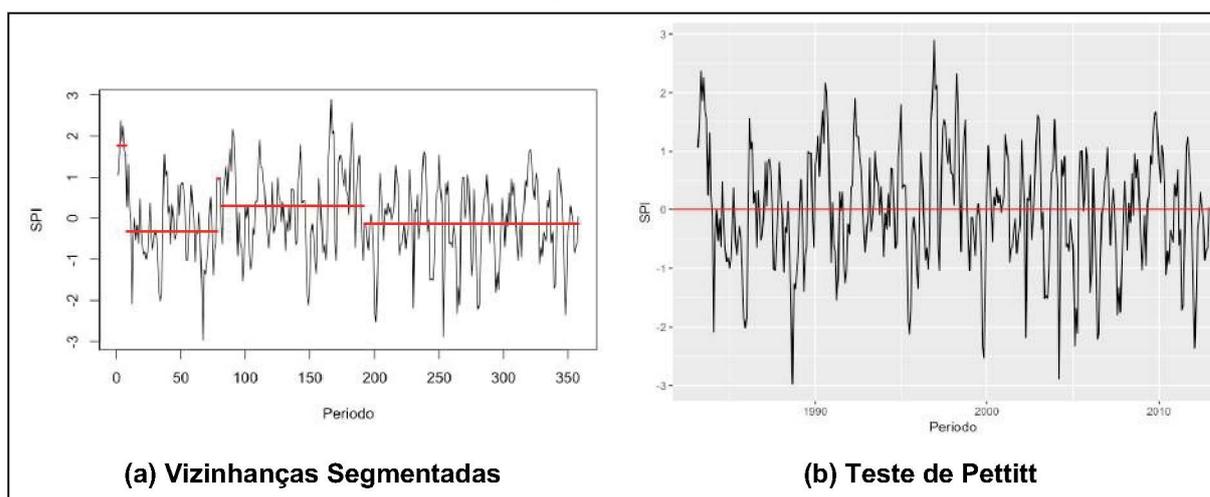
FIGURA 19 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB-BACIA 66



FONTE: O autor (2020).

Um segundo caso é de estações que não foram identificados pontos de mudança pelo teste de Pettitt, e que ao aplicar o método da vizinhança segmentada, se verificaram na série a existência desses pontos. Esse é o caso da estação Salto Cataratas, sub-bacia 73, como mostra a FIGURA 20. Nesta série, pode ser observado um pequeno aumento na média dos valores no ano de 1990, e um posterior decréscimo, no ano de 1999.

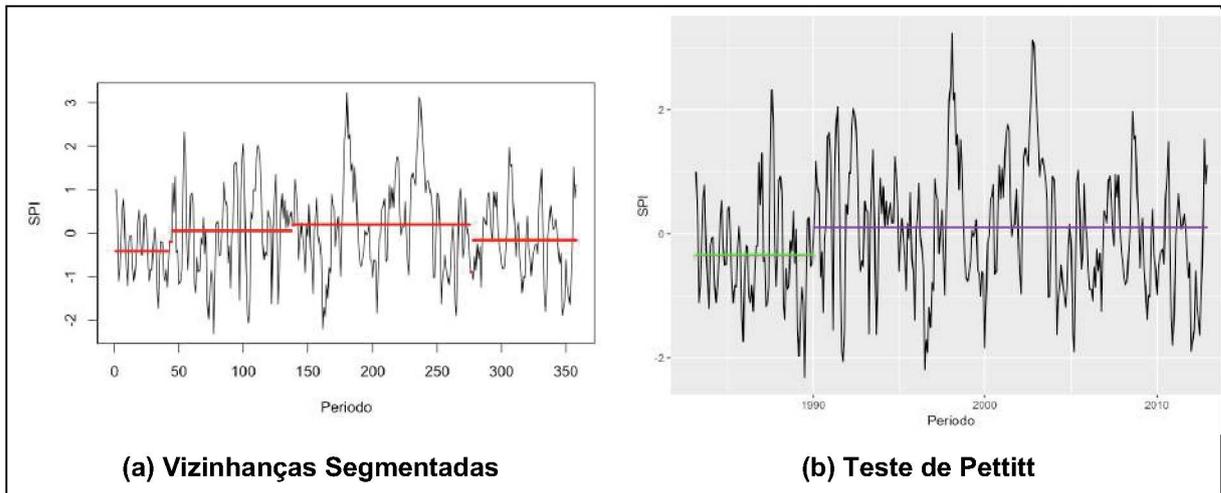
FIGURA 20 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB-BACIA 73



FONTE: O autor (2020).

Há também o caso onde não coincidem o ponto de mudança pelo teste de Pettitt e os pontos encontrados pelo método da Vizinhança Segmentada. Aqui se enquadra a estação Rosário do Sul, sub-bacia 216, como mostrado na FIGURA 21. Observa-se quatro agrupamentos pelas vizinhanças segmentadas, com mudanças crescentes nos anos de 1987 e 1994, e uma mudança decrescente no ano de 2007. Já o teste de Pettitt acusou a mudança crescente no ano de 1990. Avaliando a série histórica, é visível os eventos de maior SPI no meio da série, e uma posterior redução na magnitude desses eventos, e como o teste de Pettitt apenas aponta uma mudança, mostra apenas o ponto em que tais eventos de magnitude maior começam a aparecer com mais frequência, sendo esse fato de maior relevância para o teste que a posterior redução na magnitude. Dessa forma, o método das vizinhanças segmentadas representa melhor o comportamento da série histórica na divisão de diversos períodos semelhantes.

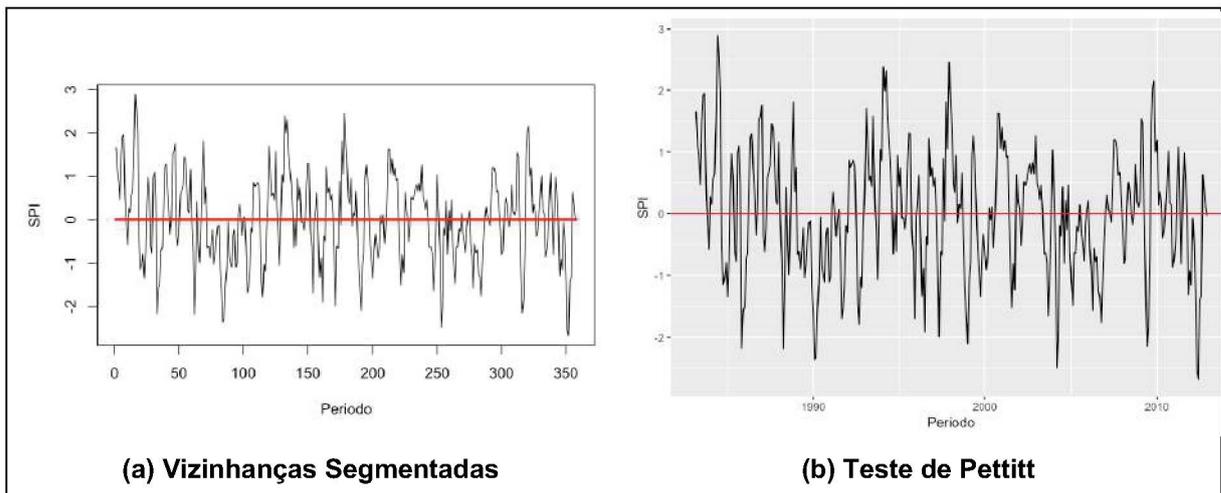
FIGURA 21 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB-BACIA 216



FONTE: O autor (2020).

Um último caso é a não identificação de pontos de mudança por nenhum dos métodos aplicados, nem pelo teste de Pettitt e nem pelas Vizinhanças Segmentadas. A série de SPI da estação Passo das Canoas Auxiliar, sub-bacia 65, se comporta dessa forma, como observado na FIGURA 22.

FIGURA 22 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA NO SPI PARA SUB-BACIA 65



FONTE: O autor (2020).

4.3 TESTES APLICADOS AO ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES

O ajuste do Índice de Seca de Vazões foi dividido de acordo com a sazonalidade do ano hidrológico, iniciado em janeiro. O índice foi aplicado nas estações fluviométricas das 37 sub-bacias de estudo levando em consideração períodos sazonais de 3 meses, com quatro aplicações realizadas, sendo os períodos Janeiro – Março, Abril – Junho, Julho – Setembro e Outubro – Dezembro.

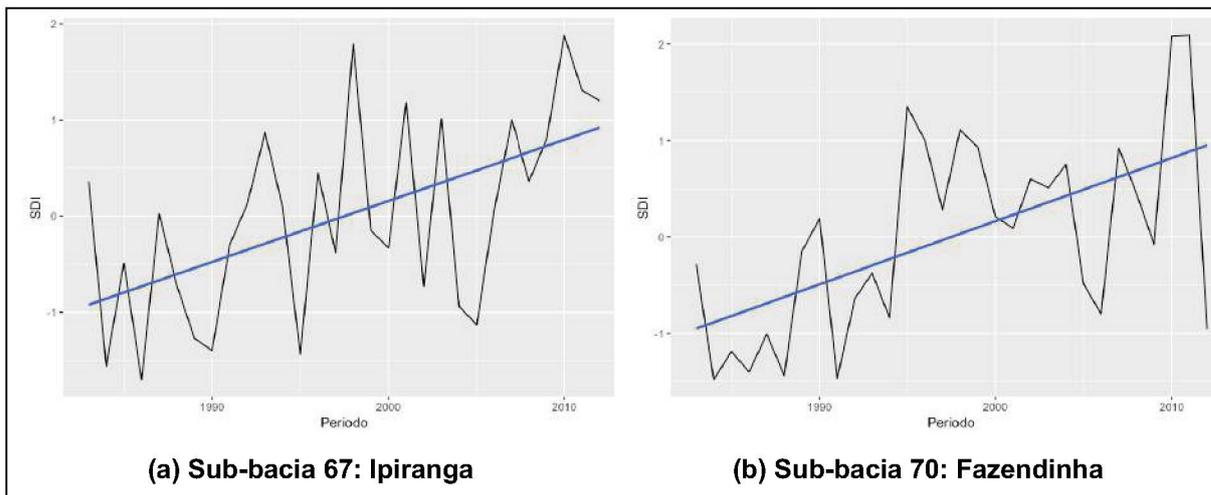
Sendo assim, as séries aqui geradas são séries compostas por 30 dados, como séries anuais para cada um dos períodos de análise, e não uma série mensal, como para o Índice Padronizado de Precipitação.

4.3.1 Tendências Lineares

Aplicado o teste de Mann-Kendall às quatro séries do Índice de Seca de Vazões geradas para cada estação de estudo, os resultados foram avaliados ao nível de 5% de significância, rejeitando-se dessa forma a hipótese da estacionariedade os casos em que o p-valor encontrado foi inferior a 0,05. A TABELA 11 resume os resultados obtidos, que são discutidos adiante.

Para o primeiro período de análise, entre Janeiro e Março, duas estações foram identificadas com tendência positiva ao nível de 5% de significância pelo teste de Mann-Kendall. São elas: Ipiranga – sub-bacia 67; e Fazendinha – sub-bacia 70. Essas estações apresentaram, conforme o estimador de Theil-Sen, um acréscimo de 2,1391 e 1,8778 respectivamente no SDI de Janeiro – Março. Para as demais estações não foi comprovado, ao nível de 5% de significância, uma tendência estatística, sendo, desta forma, consideradas estacionárias no período de 30 anos estudado. A FIGURA 23 mostra as séries de ambas as estações e as regressões lineares traçadas, a fim de facilitar a visualização da existência da tendência.

FIGURA 23 – TENDÊNCIAS POSITIVAS DE SDI (JANEIRO – MARÇO) PARA SUB-BACIAS 67 E 70



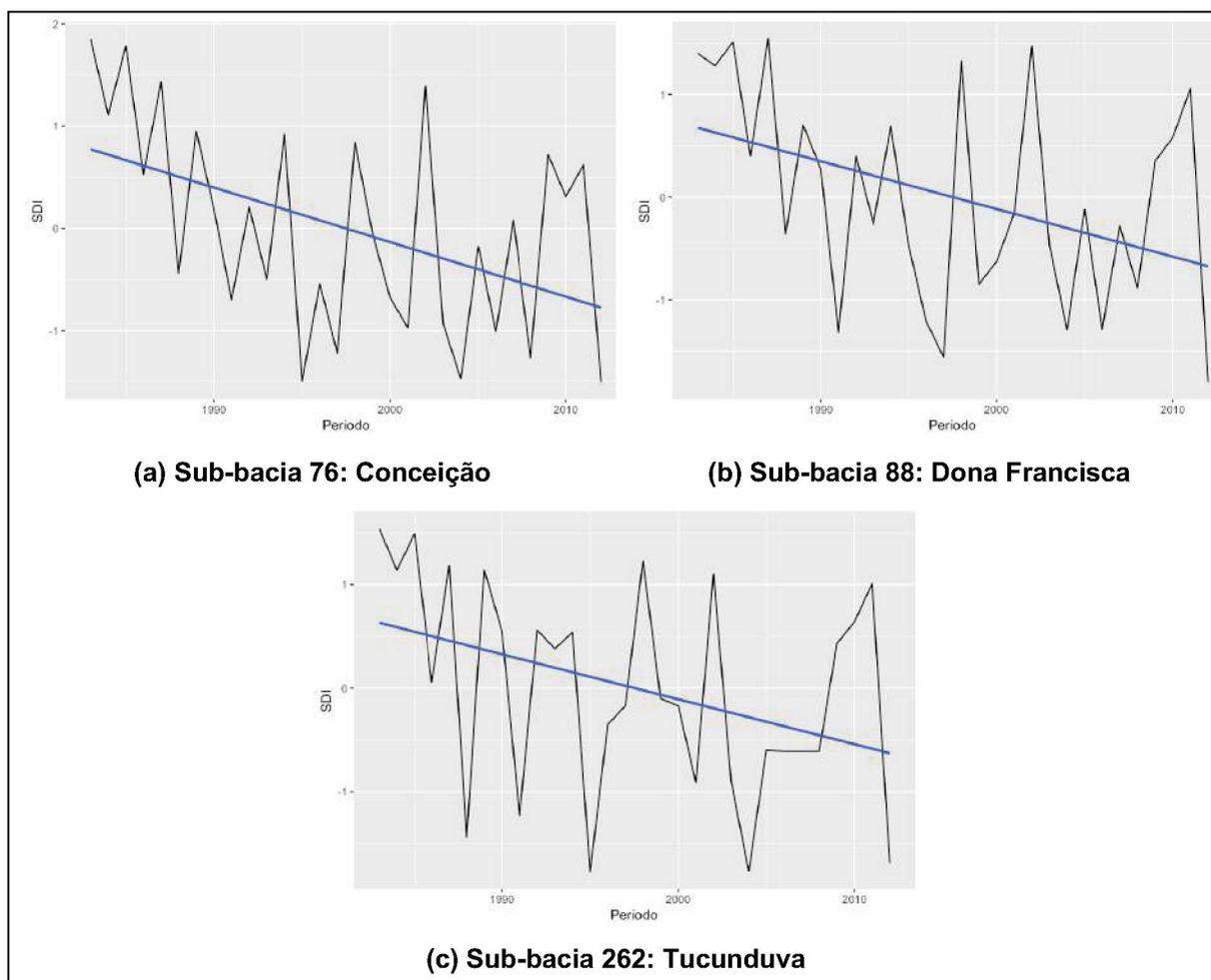
FONTE: O autor (2020).

Já para o período de Abril – Junho, foram identificadas tendências negativas significativas ao nível de 5% de significância em 16 das estações analisadas, respectivas às seguintes sub-bacias: 26, 66, 73, 76, 86, 88, 126, 190, 201, 210, 216, 237, 262, 263, 264 e 266. Os decréscimos aqui observados variam entre 1,2692 e 2,100, conforme estimador de Theil-Sen.

O teste de Mann-Kendall aplicado às séries de SDI de Julho – Setembro identificou três estações com tendência negativa ao nível de 5% de significância: Conceição, sub-bacia 76; Dona Francisca, sub-bacia 88; e Tucunduva, sub-bacia 262. Os decréscimos estimados são de 1,6714, 1,5500 e 1,7000, respectivamente. Cabe salientar que as três estações também apresentaram tendências negativas estatisticamente significativas para o período de Abril – Junho. A visualização da regressão linear dessas séries traçadas para as três estações é apresentada na FIGURA 24.

Agora para o período entre Outubro e Dezembro, para a série de apenas uma estação foi rejeitada a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 5% de significância pelo teste de Mann-Kendall. Com um p-valor de 0,0010 e estimativa de Theil-Sen de 2,1400, a série de SDI da estação Fazendinha, sub-bacia 70, foi classificada com tendência positiva. Também ressalta-se que essa mesma estação também apresenta série com tendência positiva para o período de Janeiro – Março, de acordo com o teste de Mann-Kendall.

FIGURA 24 – TENDÊNCIAS NEGATIVAS DE SDI (JULHO – SETEMBRO) PARA SUB-BACIAS 76, 88 E 262



FONTE: O autor (2020).

Os gráficos das quatro séries do Índice de Seca de Vazões traçadas para as 37 estações fluviométricas estudadas são apresentados no APÊNDICE C. Cabe aqui o comentário de que as tendências aqui encontradas para essas séries são mais acentuadas do que as tendências verificadas para o Índice Padronizado de Precipitação.

TABELA 11 – TESTE DE MANN-KENDALL E ESTIMADOR DE THEIL-SEN APLICADOS AO SDI

(continua)

Sub-Bacia	Estação	Janeiro - Março		Abril - Junho		Julho - Setembro		Outubro - Dezembro	
		P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada
70	Fazendinha	0,0043	2,1391	0,6555	0,3783	0,2764	0,9316	0,0010	2,1400
67	Ipiranga	0,0036	1,8778	0,6174	-0,4000	0,3534	0,6706	0,0900	1,1526
76	Conceicao	0,1433	-0,7636	0,0083	-2,0571	0,0067	-1,6714	0,6300	0,3000
88	Dona Francisca	0,6946	0,2000	0,0018	-2,0455	0,0384	-1,5500	0,8164	0,1800
262	Tucunduva	0,5090	-0,3000	0,0368	-1,5000	0,0256	-1,7000	0,0715	1,3350
26	Nova Palmira	0,9289	-0,0692	0,0051	-1,8286	0,0744	-1,4077	0,6685	-0,3400
66	Passo Sao Lourenco	0,2924	0,4941	0,0160	-1,7750	0,3352	-0,6750	0,5681	0,3750
73	Salto Cataratas	0,8865	-0,1800	0,0087	-1,4000	0,7752	-0,1941	0,4017	0,6000
86	Porto Paraiso do Norte	0,6174	-0,3750	0,0294	-1,2692	0,6298	-0,2333	0,5560	0,4000
126	Passo do Mendonca	0,4977	-0,2556	0,0204	-1,5429	0,4754	0,4105	0,8724	0,0500
190	Santa Cruz Montante	0,1484	-0,8727	0,0011	-2,0625	0,0540	-1,1192	0,8724	0,1500
201	Porto Formosa	0,4220	-0,6450	0,0245	-1,3667	0,7211	-0,2526	0,3264	0,4875
210	Uruguaiana	0,4978	-0,6000	0,0097	-1,6043	0,0634	-1,5000	0,2390	0,8143
216	Rosario do Sul	0,5206	-0,3000	0,0131	-1,8818	0,3916	-0,5000	0,7890	0,2143
237	Mucum	0,9715	-0,1440	0,0131	-1,5706	0,2116	-0,9750	0,7753	0,1957
263	Passo do Novo	0,1640	-1,0650	0,0012	-2,0857	0,0635	-1,4100	0,0935	1,1591
264	Manoel Viana	0,4644	-0,6300	0,0013	-2,1000	0,2388	-0,8063	0,7890	0,1500
266	Ponte Sao Gabriel	0,1340	-1,0000	0,0038	-2,1000	0,5681	-0,4500	0,5089	0,3000
27	Passo Marombas	0,8865	0,1333	0,2461	-1,0435	0,9431	0,0500	0,1248	0,9600
31	Tomazina	0,2764	0,7500	0,3918	-0,5500	0,6555	0,1875	0,9431	-0,0150
65	Passo das Canoas Auxiliar	0,8724	0,0500	0,0540	-1,1250	0,4325	-0,6500	0,5802	0,4235
71	Porto Vitoria	0,2052	0,9000	0,6947	-0,4000	0,9715	-0,1143	0,0803	1,2000

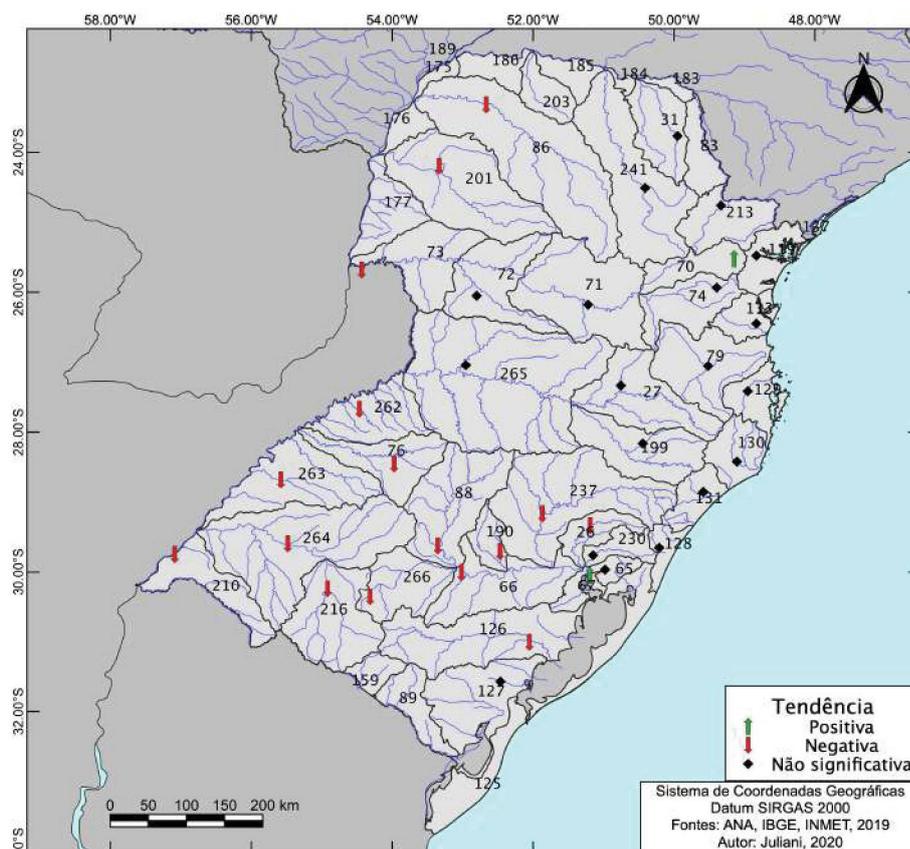
TABELA 11 – TESTE DE MANN-KENDALL E ESTIMADOR DE THEIL-SEN APLICADOS AO SDI

(conclusão)

Sub-Bacia	Estação	Janeiro - Março		Abril - Junho		Julho - Setembro		Outubro - Dezembro	
		P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada	P-Valor	Mudança Estimada
72	Ponte do Vitorino	0,3091	-0,5250	0,0803	-1,2000	0,4644	-0,6273	0,1694	0,8455
74	Rio Varzea dos Lima	0,6173	0,3714	0,3535	-0,6000	0,8724	0,1857	0,0900	1,2000
79	Ibirama	0,7212	-0,2571	0,0744	-1,3059	0,5091	-0,4714	0,3353	0,6000
113	Ponte SC-301	0,8028	-0,2500	0,1640	-0,9353	0,5802	-0,4500	0,9858	0,0222
119	Morretes	0,2687	0,9000	0,9573	0,0750	0,4325	0,7500	0,0540	1,3000
127	Ponte Cordeiro de Farias	0,3353	-0,7154	0,0835	-1,2750	0,1006	-0,5684	0,3091	-0,8250
128	Maquine	0,8166	0,1588	0,9148	0,1500	0,5802	0,3474	0,8584	0,2200
129	Major Gercino	0,5560	0,3857	0,6946	0,2500	0,7346	0,2250	0,3535	0,7286
130	Rio do Pouso	0,9148	0,0833	0,7890	-0,1571	0,8865	0,1000	0,8444	0,3188
131	Foz do Manuel Alves	0,3819	0,7125	0,7079	-0,1500	0,7078	-0,1857	0,8584	0,1500
199	Coxilha Rica	0,8305	-0,3214	0,1435	-1,0731	0,6048	-0,4333	0,7212	0,2143
213	Turvo	0,4865	0,4200	0,9431	-0,1364	0,5441	0,7043	0,1484	0,9923
230	Sao Leopoldo	0,8584	-0,2000	0,1586	-1,0350	0,8865	-0,3000	0,9148	-0,0900
241	Tibagi	1,0000	0,0750	0,2687	-0,8591	0,8865	0,1941	0,4644	0,6000
265	Barra do Chapeco Auxiliar	0,2609	-0,9188	0,0608	-1,1727	0,3353	-0,7304	0,0834	1,2545

Traçado o mapa com a localização das estações, como mostrado na FIGURA 25, é possível visualizar a predominância das tendências negativas do segundo período na área do interior do Rio Grande do Sul e no oeste paranaense. Já as duas estações que apresentaram tendências positivas ao nível de 5% de significância se localizam em regiões geográficas distintas, sendo os municípios de Curitiba e Porto Alegre.

FIGURA 25 – TENDÊNCIAS DE SDI, IDENTIFICADAS PELO TESTE DE MANN-KENDALL, PARA REGIÃO SUL

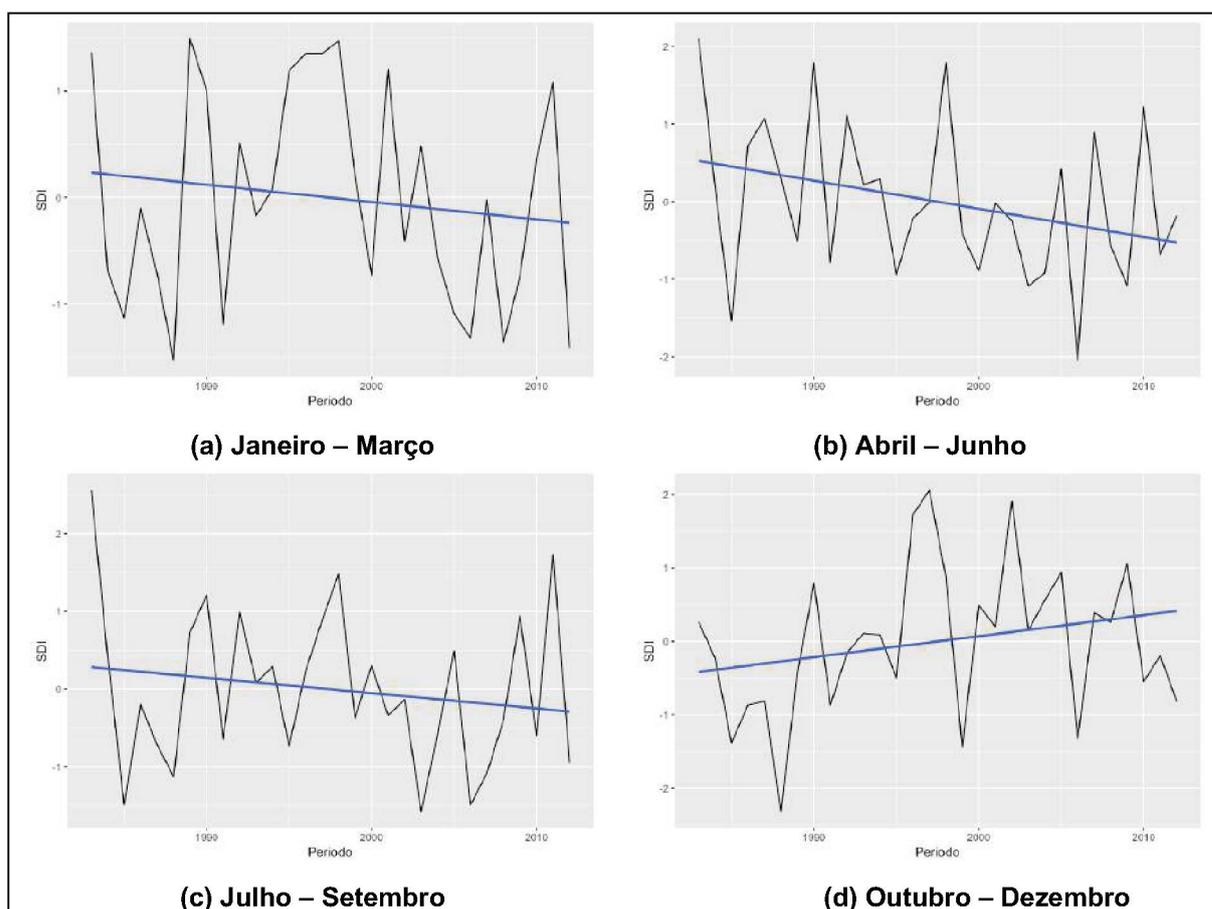


FONTE: O autor (2020).

Contudo, como já comentado para as séries do Índice Padronizado de Precipitação, os resultados do teste de Mann-Kendall foram avaliados com relação à significância estatística de 5%. As séries que não se enquadraram nesta significância, e que o resultado do teste indica a não existência de tendência, podem ainda assim apresentá-la. Assim, foram analisados os resultados fornecidos pelo estimador de Theil-Sen para as séries dos quatro períodos do Índice de Seca de Vazões, em conjunto com o traçado das regressões lineares.

Tomando o conjunto dos quatro períodos para uma mesma estação, algumas séries de SDI apresentaram tendências distintas, como o caso de Ponte do Vitorino, sub-bacia 72. Neste caso, as séries de SDI obtiveram, pelo cálculo do estimador de Theil-Sen, um decréscimo no índice nos três primeiros períodos, enquanto para a série de Outubro – Dezembro o índice apresentou um valor crescente. Esta demonstração pode ser visualizada na FIGURA 26.

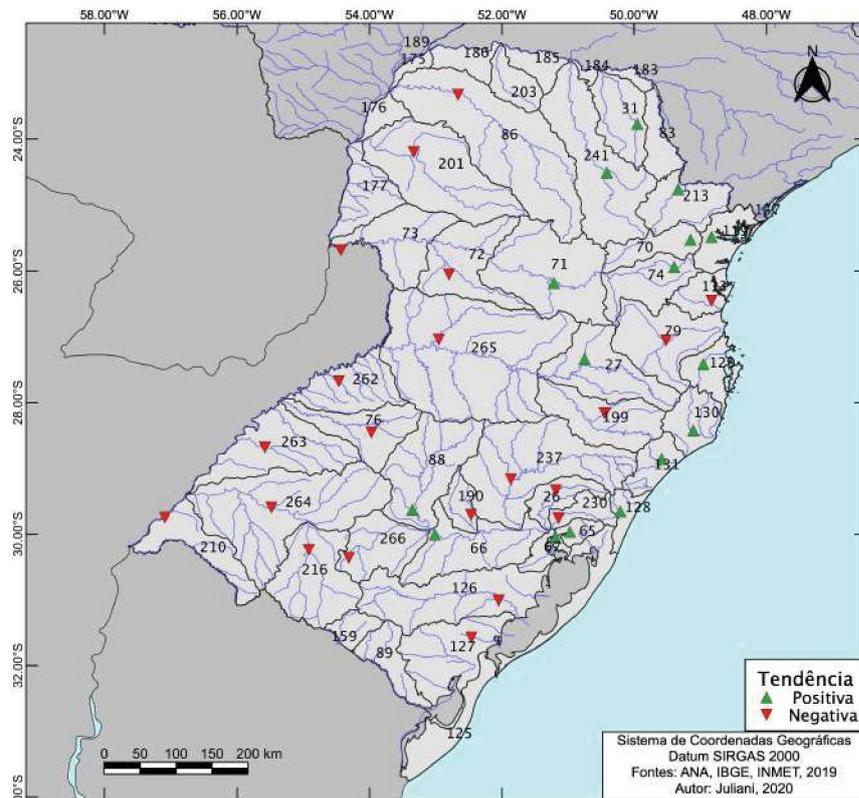
FIGURA 26 – SÉRIES DE SDI PARA ESTAÇÃO PONTE DO VITORINO, SUB-BACIA 72



FONTE: O autor (2020).

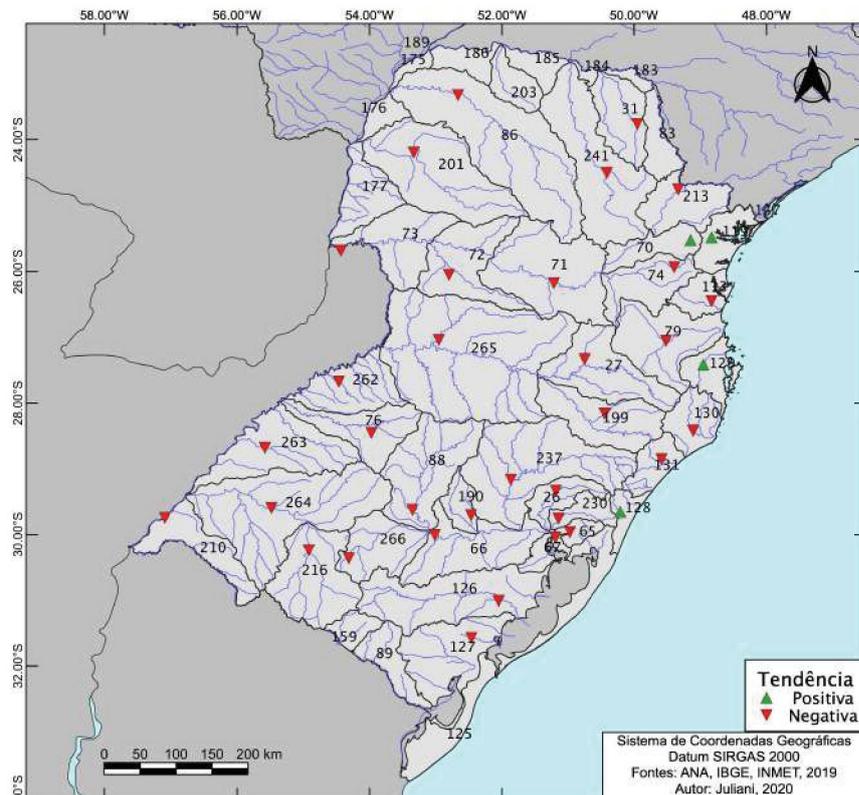
Casos como da estação Ponte do Vitorino, apresentado na FIGURA 26, comprovam a sazonalidade existente para as vazões, uma vez que o índice SDI é calculado com base em séries fluviométricas. Isto justifica a aplicação sazonal do índice. Sendo assim, como uma mesma estação pode apresentar tendências diferentes, conforme o período do ano estudado, para a visualização da distribuição espacial dessas tendências, quatro mapas foram traçados, apresentados na FIGURA 27, FIGURA 28, FIGURA 29 e FIGURA 30.

FIGURA 27 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (JANEIRO – MARÇO) NA REGIÃO SUL



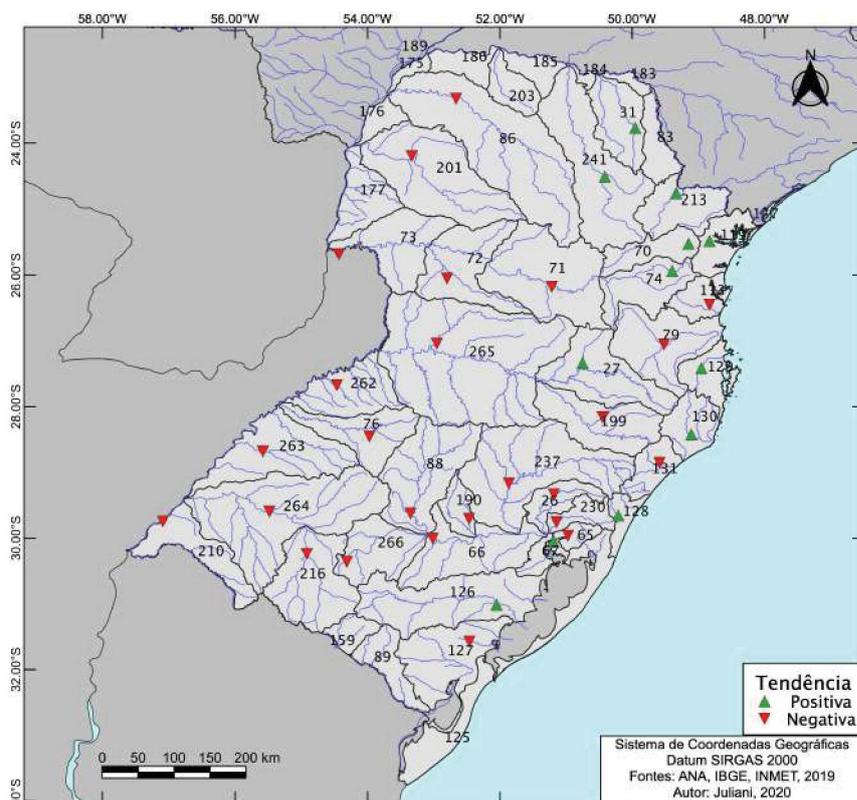
FONTE: O autor (2020).

FIGURA 28 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (ABRIL – JUNHO) NA REGIÃO SUL



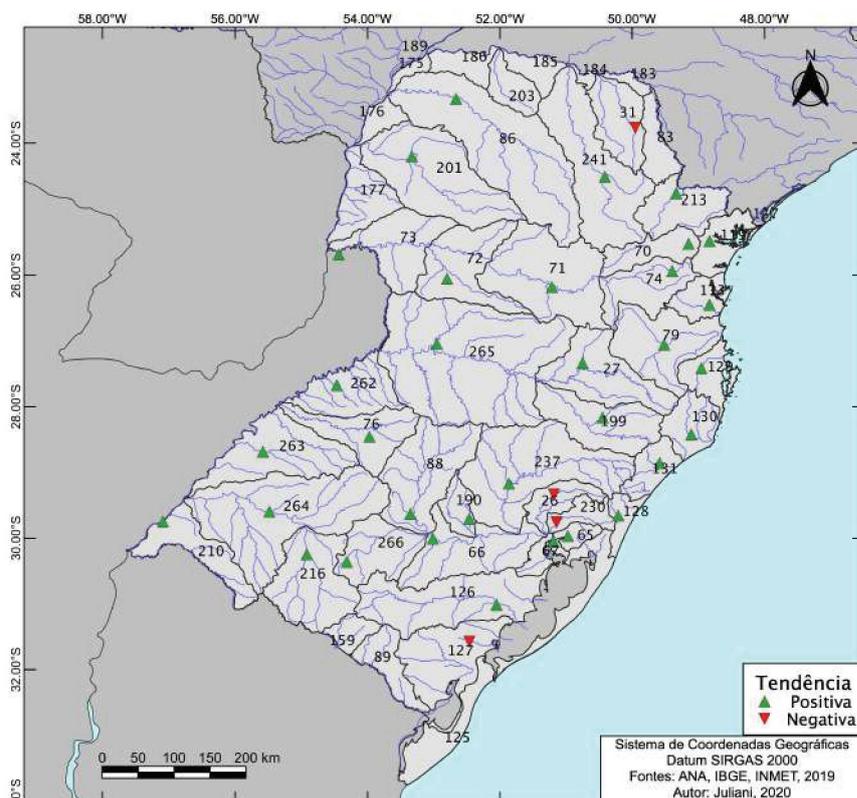
FONTE: O autor (2020).

FIGURA 29 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (JULHO – SETEMBRO) NA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

FIGURA 30 – TENDÊNCIAS LINEARES DE SDI (OUTUBRO – DEZEMBRO) NA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

Nos períodos de Janeiro a Março e de Julho a Setembro, como mostram a FIGURA 27 e a FIGURA 29, percebe-se um agrupamento de estações com tendências lineares positivas na porção centro-leste do estado do Paraná, assim como para as estações mais a leste de toda a região Sul. Desta forma, também é possível a visualização da concentração de tendências negativas para o SDI na parte oeste da área de estudo, sendo mais evidente no interior do estado do Rio Grande do Sul.

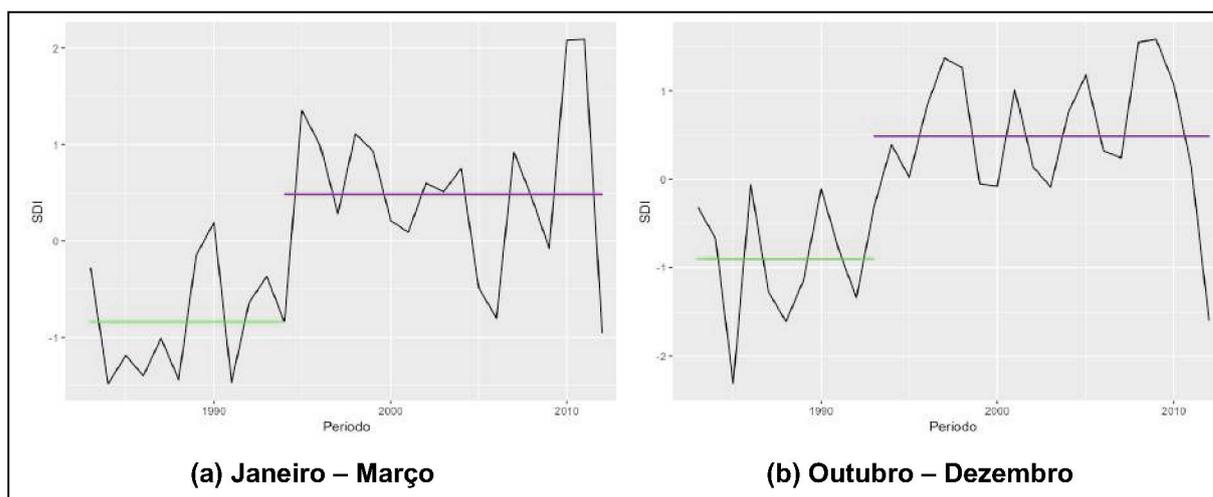
A principal consideração na análise das séries de SDI, no entanto, está no fato de que para o período entre Abril e Junho, quase a totalidade das estações estudadas apresentou uma tendência negativa, como mostrado na FIGURA 28. As exceções são as estações Fazendinha – sub-bacia 70, Morretes – sub-bacia 119, e Major Gercino – sub-bacia 129, com essas estações apresentando índices crescentes para as séries dos quatro períodos. De forma oposta, para o período de Outubro a Dezembro, 33 das 37 estações estudadas apresentaram séries de SDI com índices decrescentes, como mostra a FIGURA 30. Ou seja, ocorre uma diminuição nos eventos de seca hidrológica nos anos mais recentes. Tais considerações são importantes, uma vez que mostram que períodos em que as vazões são mais baixas, que é o caso dos meses de abril a junho, vem ocorrendo uma intensificação de eventos de seca hidrológica nos anos mais recentes, enquanto períodos em que costumeiramente as vazões são mais altas, como entre outubro e dezembro, o oposto ocorre.

4.3.2 Pontos de Quebra

Para o Índice de Seca de Vazões também foi aplicado o teste de Pettitt a fim de se identificar pontos de mudança abruptos nas quatro séries geradas para cada estação. Os resultados desse teste estão apresentados na TABELA 12.

Para o primeiro período de SDI, apenas uma estação registrou ponto de mudança abrupto ao nível de significância estatística de 5%, sendo esta a estação Fazendinha, sub-bacia 70. Esta mesma estação apresentou também ponto de quebra na série de Outubro – Dezembro. Esses pontos podem ser visualizados na FIGURA 31. Dada a ocorrência de quebra para a série de Outubro – Dezembro no ano de 1993 e para a série de Janeiro – Março de 1994, tais ocorrências podem ser ligadas ao mesmo evento de mudança.

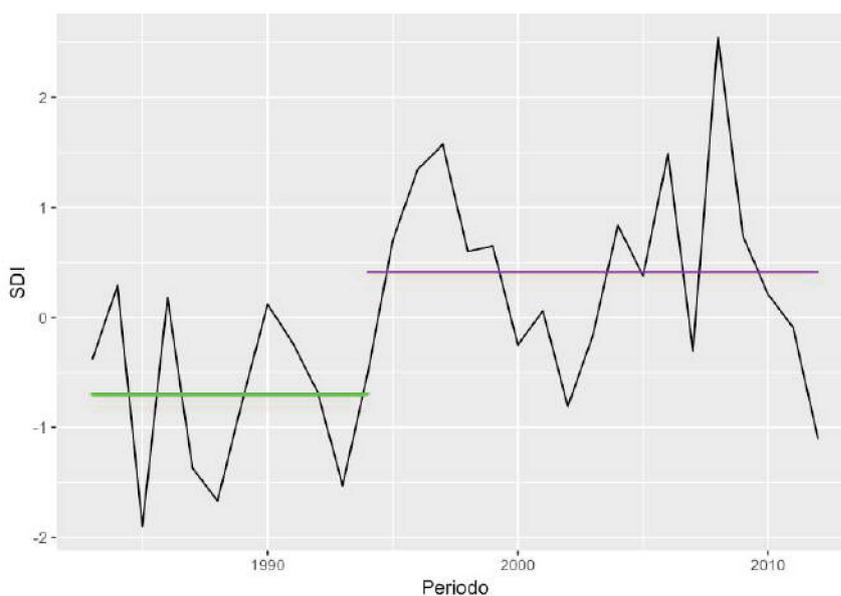
FIGURA 31 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI PARA SUB-BACIA 70



FONTE: O autor (2020).

Ainda se tratando de mudanças bruscas positivas, para a série de Outubro – Dezembro a estação Morretes, sub-bacia 119, também apresentou ponto de quebra estatisticamente significativo para o ano de 1994, como apresentado na FIGURA 32.

FIGURA 32 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI (OUTUBRO – DEZEMBRO) PARA SUB-BACIA 119

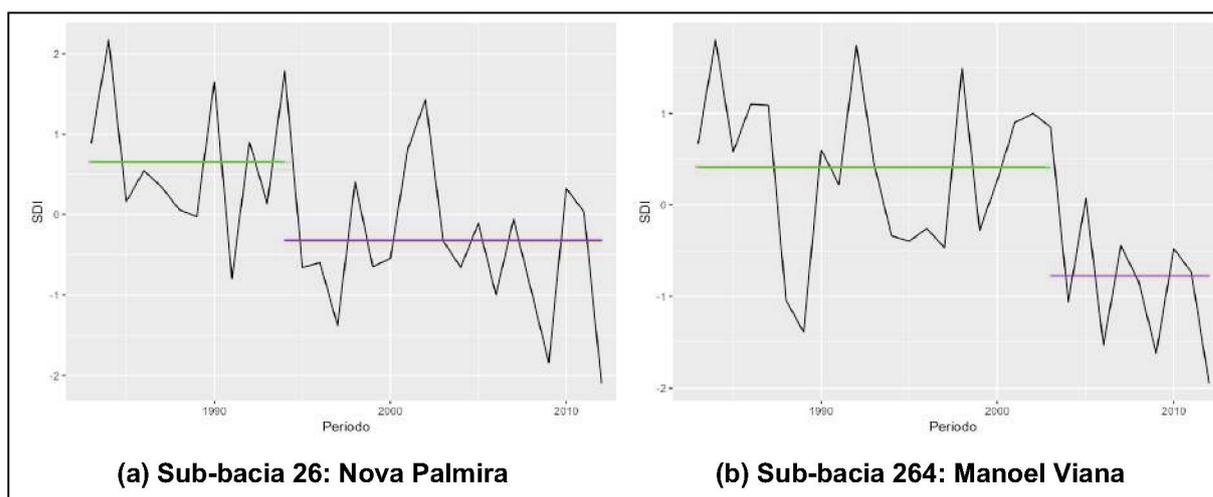


FONTE: O autor (2020).

Agora ao se tratar das mudanças abruptas negativas, nota-se para as séries de Abril – Junho a ocorrência em sete das estações estudadas o ponto de quebra. Para as estações Nova Palmira – sub-bacia 26, Dona Francisca – sub-bacia 88 e

Santa Cruz Montante – sub-bacia 190 o ano da mudança encontrado foi 1994. Já para Passo do Mendonça – sub-bacia 126, Manoel Viana – sub-bacia 264 e Ponte São Gabriel – sub-bacia 266 o ano da mudança abrupta foi 2003. Além disso, foi identificada a mudança em 2004 para a sub-bacia Rosário do Sul. Essas sete estações se localizam no estado do Rio Grande do Sul. As séries das estações Nova Palmira e Manoel Viana são mostradas na FIGURA 33.

FIGURA 33 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO SDI (ABRIL – JUNHO) PARA SUB-BACIAS 26 E 264



FONTE: O autor (2020).

Já para as séries de SDI de Julho a Setembro não foram identificadas estações com pontos de mudança abrupta.

TABELA 12 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES

(continua)

Sub-Bacia	Estação	Janeiro - Março		Abril - Junho		Julho - Setembro		Outubro - Dezembro	
		P-Valor	Data	P-Valor	Data	P-Valor	Data	P-Valor	Data
26	Nova Palmira	0,7617		0,0262	1994	0,2430		0,8518	
27	Passo Marombas	0,7184		0,5226		1,1683		0,1785	
31	Tomazina	0,4386		0,6559		1,2186		1,4420	
65	Passo das Canoas Auxiliar	0,9461		0,2135		0,6764		0,6559	
66	Passo Sao Lourenco	0,2328		0,1554		0,2535		1,0683	
67	Ipiranga	0,0733		0,7838		0,6972		0,0695	
70	Fazendinha	0,0016	1994	0,8985		0,6160		0,0011	1993
71	Porto Vitoria	0,4386		0,4710		1,1683		0,0623	
72	Ponte do Vitorino	0,3370		0,2756		0,8062		0,1284	
73	Salto Cataratas	0,6559		0,0590		1,1683		0,4386	
74	Rio Varzea dos Lima	0,5775		0,6358		1,0189		0,2135	
76	Conceicao	0,4076		0,0773		0,0528		1,3189	
79	Ibirama	0,3927		0,1222		0,7617		0,3927	
86	Porto Paraíso do Norte	0,7617		0,1222		1,4177		0,5966	
88	Dona Francisca	0,5405		0,0472	1994	0,1053		1,3189	
113	Ponte SC-301	0,8518		0,2328		0,9222		0,7617	
119	Morretes	0,4229		1,0931		1,1432		0,0180	1994
126	Passo do Mendonca	0,4878		0,0169	2003	0,6764		1,0435	
127	Ponte Cordeiro de Farias	0,7838		0,1954		0,1705		0,4710	
128	Maquine	0,8985		1,4661		0,8750		0,8518	
129	Major Gercino	0,9222		1,1161		1,0683		0,3782	
130	Rio do Pouso	0,5226		1,3933		1,2688		1,5368	

TABELA 12 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES

(conclusão)

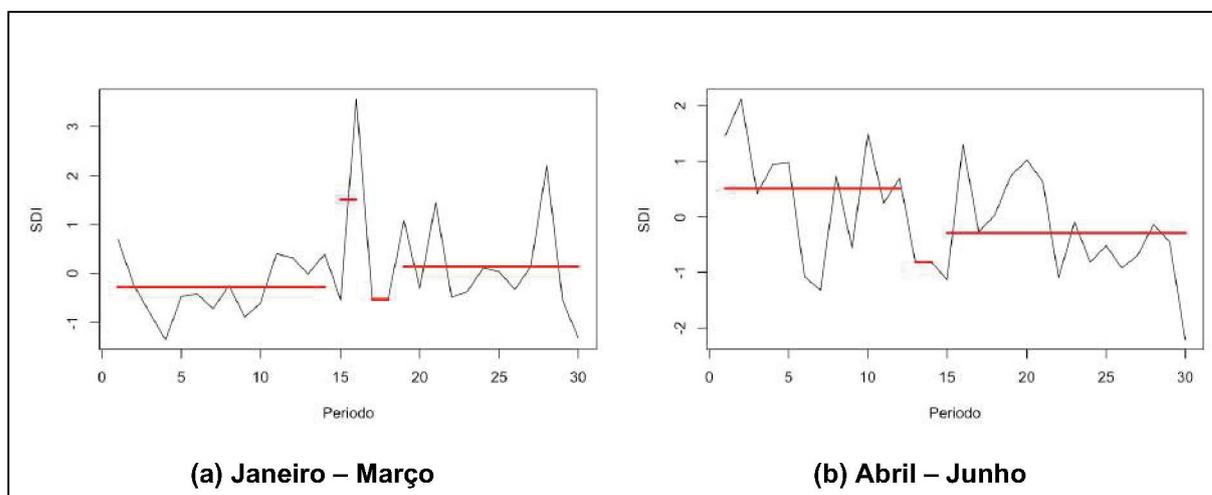
Sub-Bacia	Estação	Janeiro - Março		Abril - Junho		Julho - Setembro		Outubro - Dezembro	
		P-Valor	Data	P-Valor	Data	P-Valor	Data	P-Valor	Data
131	Foz do Manuel Alves	0,4710		1,5135		0,6764		0,5050	
190	Santa Cruz Montante	0,1868		0,0130	1994	0,1868		0,7617	
199	Coxilha Rica	0,2991		0,2756		1,1683		0,8518	
201	Porto Formosa	0,3113		0,1785		1,4420		0,3641	
210	Uruguaiana	0,4076		0,1554		0,3782		0,2756	
213	Turvo	0,1785		0,6972		0,7184		0,2991	
216	Rosario do Sul	0,7184		0,0295	2004	0,5588		1,3189	
230	Sao Leopoldo	1,0683		0,4878		0,8518		0,9461	
237	Mucum	0,8289		0,0904		0,4076		0,8985	
241	Tibagi	0,5405		0,6358		1,0931		0,4710	
262	Tucunduva	0,4229		0,1107		0,1785		0,1785	
263	Passo do Novo	0,2430		0,1222		0,0815		0,1785	
264	Manoel Viana	0,4878		0,0114	2003	0,3370		1,3686	
265	Barra do Chapeco Auxiliar	0,0733		0,1785		0,5050		0,0623	
266	Ponte Sao Gabriel	0,2430		0,0114	2003	0,9222		0,7184	

O segundo método empregado nas séries de SDI das estações do Sul do Brasil para a identificação de pontos de mudança abrupta foi o Método da Vizinhança Segmentada, buscando padrões temporais ao longo das séries, com a possibilidade de identificação de mais de um ponto de mudança na própria série.

Por análise visual das séries traçadas como resultado do método, 16 das estações estudadas tiveram pontos de quebra identificados, sendo que em 6 dessas, o teste apontou quebras em mais de um dos quatro períodos analisados.

A FIGURA 34 mostra os resultados gerados para a estação Passo São Lourenço, sub-bacia 66, na qual foram identificados pontos de mudança para os dois primeiros períodos de análise. Para o período de Janeiro a Março, nota-se a série dividida em quatro partes, com as quebras nos anos 1996, 1998 e 2000. As duas parcelas menores representam picos de instabilidade na série, de curta duração, porém com valores do índice que se desviam dos antecessores e sucessores. O mesmo ocorre para a série de Abril a Junho, no qual no ano de 1994 a série sofre uma mudança brusca descendente, e então no ano de 1996 essa média é novamente alavancada, mas ainda em um valor inferior ao da primeira parcela. Fato semelhante ocorre para as estações Ponte do Vitorino – sub-bacia 72 (Janeiro – Março), Salto Cataratas – sub-bacia 73 (Outubro – Dezembro) e Tucunduva – sub-bacia 262 (Julho – Setembro). Importante notar que essas estações não apresentaram pontos de quebra identificados pelo teste de Pettitt.

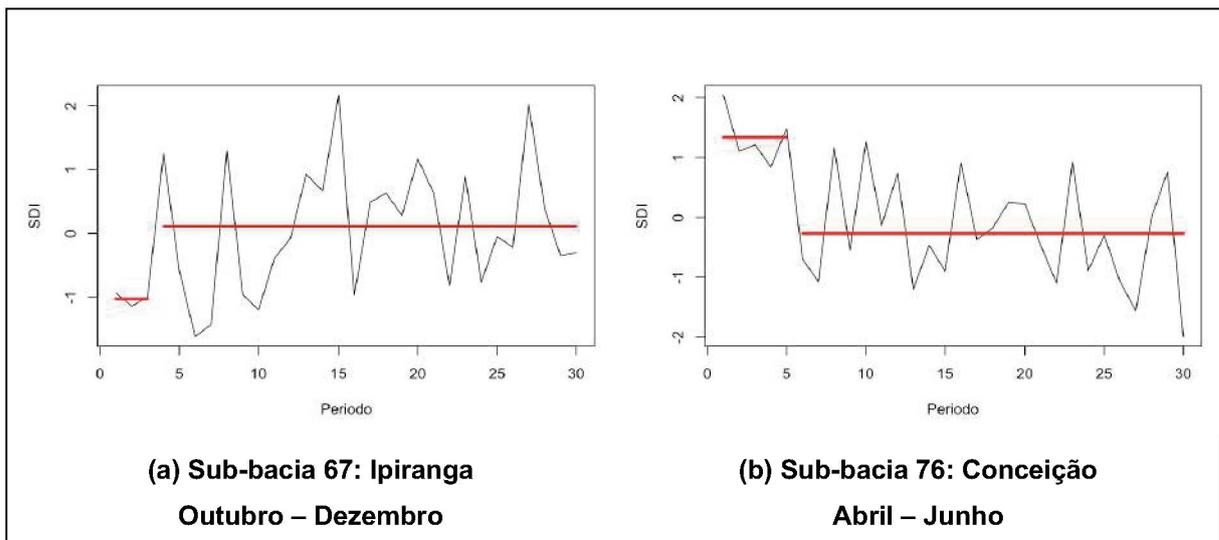
FIGURA 34 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DA SUB-BACIA 66



FONTE: O autor (2020).

Um outro caso encontrado pelo método da Vizinhança Segmentada foi o de séries que se iniciam com um certo valor do índice, porém logo nos primeiros anos já sofrem uma mudança brusca ascendente ou descendente. Esse é o caso da estação Ipiranga, sub-bacia 67, na série de Outubro – Dezembro. Também se enquadram aqui as séries de SDI das estações Conceição – sub-bacia 76 (Abril – Junho e Julho – Setembro) e Passo do Novo – sub-bacia 263 (Abril – Junho e Julho – Setembro). Nestes casos, tais mudanças também não foram apontadas pelo teste de Pettitt. A FIGURA 35 ilustra exemplos desse tipo de ocorrência.

FIGURA 35 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DAS SUB-BACIAS 67 E 76



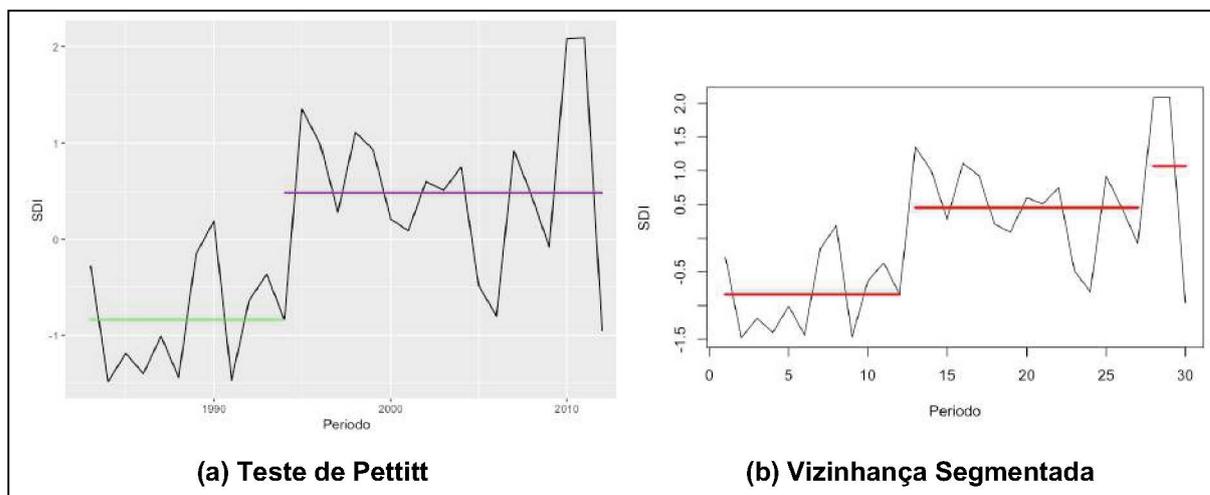
FONTE: O autor (2020).

Outros casos em que o método da Vizinhança Segmentada apontou um ponto de quebra, ao contrário do teste de Pettitt, são: estação Ponte Cordeiro de Farias, sub-bacia 127 – Julho a Setembro e estação Barra do Chapecó Auxiliar, sub-bacia 265 – Outubro a Dezembro.

Com pontos de quebra identificados pelo teste de Pettitt para os períodos de Janeiro – Março e Outubro – Dezembro, a estação Fazendinha, sub-bacia 70, também teve pontos de mudança identificados pelo método da Vizinhança Segmentada. Aqui, os pontos de quebra pelos dois métodos se coincidem, sendo o ano de 1994 para a primeira série e 1993 para a segunda. O segundo método identificou ainda um segundo ponto de quebra no ano de 2009 primeira série, com uma média ainda mais

elevada do índice para o terceiro componente da série. O traçado desses dois métodos de identificação pode ser observado na FIGURA 36.

FIGURA 36 –PONTOS DE QUEBRA PARA SDI (JANEIRO – MARÇO) DA SUB-BACIA 70

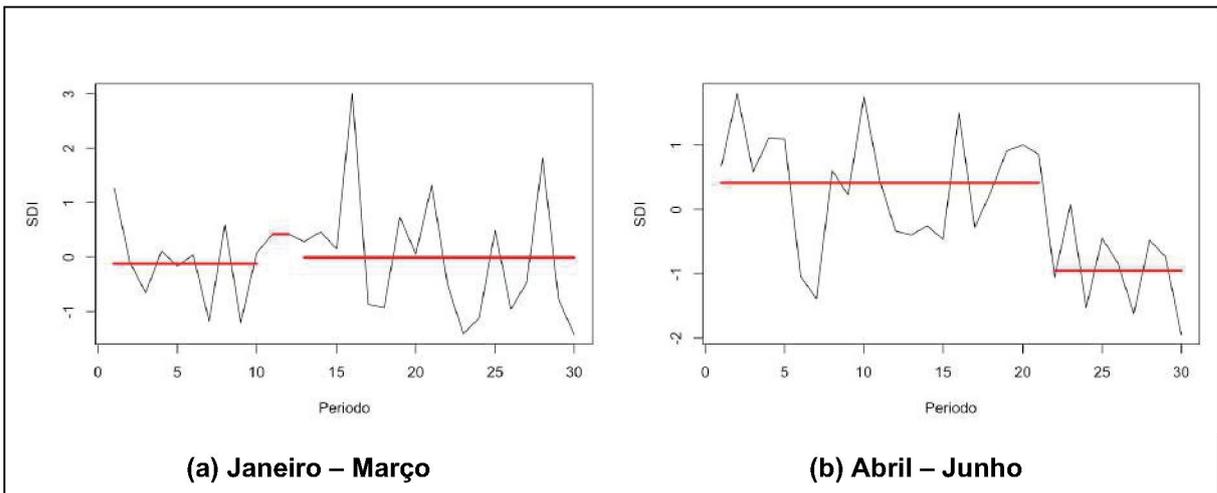


FONTE: O autor (2020).

Também com resultados considerados coincidentes entre os dois testes de pontos de mudança, a série de SDI de Abril – Junho da estação Rosário do Sul, sub-bacia 216, apresentou pelo teste de Pettitt a mudança negativa no ano de 2004. No método da Vizinhança Segmentada, foi observado um ponto de quebra no ano de 2000, com um pico elevado do índice, com posterior redução, apontada outra quebra no ano de 2002. Do mesmo modo, a série de Abril a Junho da estação Ponte São Gabriel também apresenta um agrupamento de transição entre os anos 2001 e 2003, coincidindo então com o ponto de quebra apresentado pelo teste de Pettitt em 2003.

A estação Manoel Viana, sub-bacia 264, para a série de Julho a Setembro tem como resultado para ambos os testes o ano de 2003 como ponto de mudança negativo. Mas, para a série de Janeiro a Março, o método das vizinhanças segmentadas apontou um pequeno agrupamento entre os anos de 1992 e 1994 de valores um pouco mais elevados. Tal efeito não é identificado pelo teste de Pettitt, uma vez que os dois agrupamentos predominantes possuem médias muito semelhantes. A aplicação das vizinhanças segmentadas para as duas séries comentadas é apresentada na FIGURA 37.

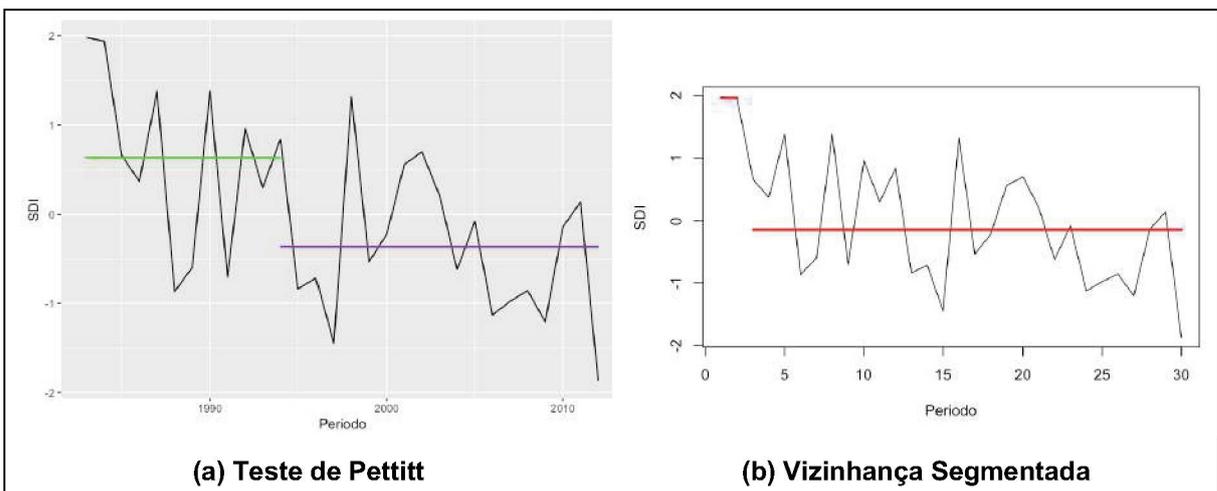
FIGURA 37 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO AO SDI DA SUB-BACIA 264



FONTE: O autor (2020).

Com resultado divergente do apresentado pelo teste de Pettitt, o método da Vizinhaça Segmentada apontou para a série de SDI (Abril – Junho) da estação Dona Francisca, sub-bacia 88, a mudança ocorrendo no ano de 1984, como os casos mencionados de quebras logo no começo da série. Já pelo teste de Pettitt, o ponto de quebra apontado havia sido no ano de 1994, como mostra a FIGURA 38. Para essa mesma estação, a série de Julho a Setembro apresentou também pelo método da Vizinhaça Segmentada ponto de mudança abrupta negativa para o ano de 1985, também no início da série. A série de Abril – Junho para a estação Santa Cruz Montante, sub-bacia 190, também apresenta pontos divergentes entre os métodos, apontados os anos de 1994 pelo teste de Pettitt e 2010 pelas Vizinhaças Segmentadas.

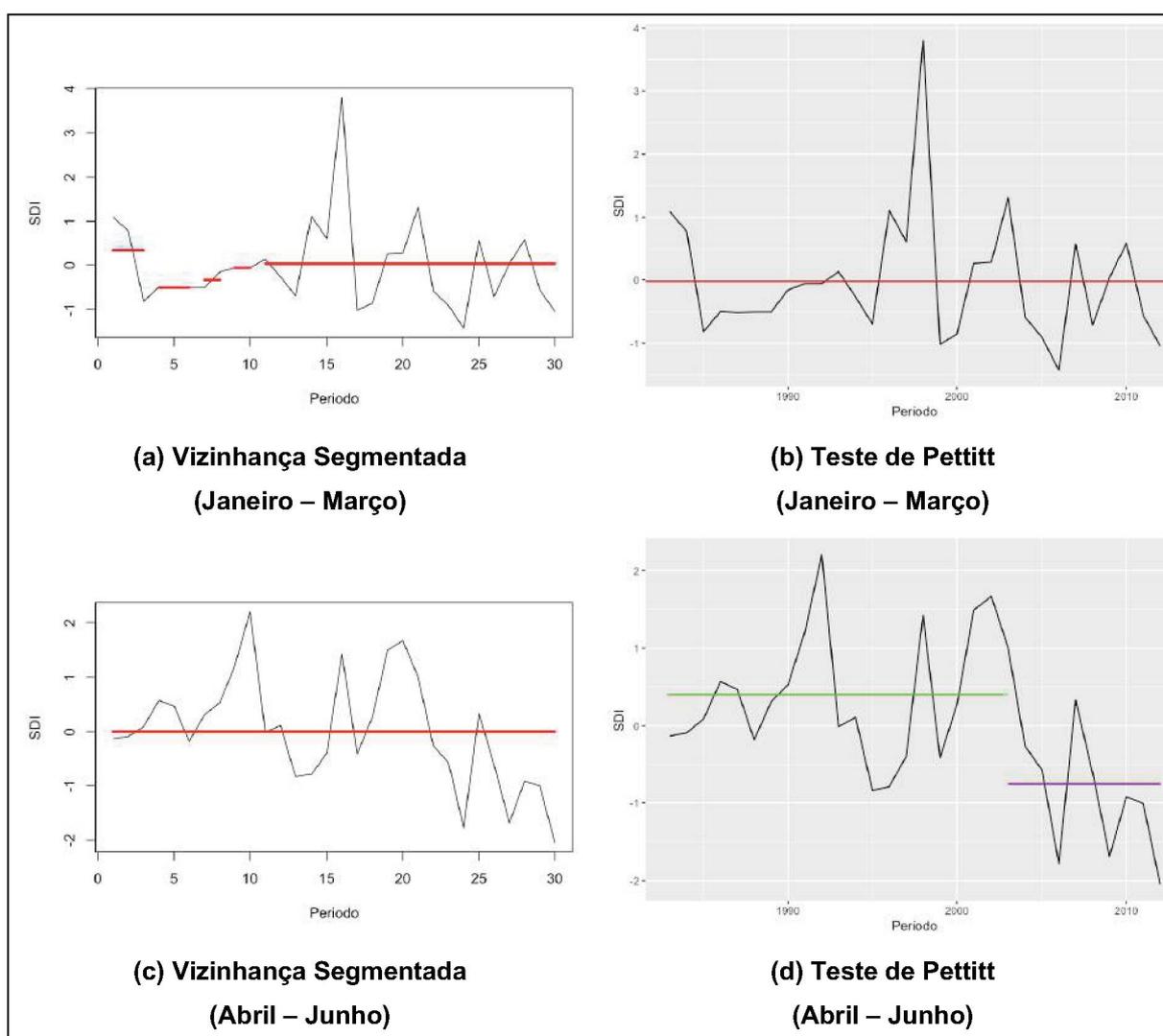
FIGURA 38 – PONTOS DE QUEBRA PARA SDI (ABRIL – JUNHO) DA SUB-BACIA 88



FONTE: O autor (2020).

Para a estação Passo do Mendonça, sub-bacia 126, o método da Vizinhança Segmentada apontou para a série de Janeiro a Março quatro pequenos agrupamentos no início da série, e uma posterior estabilização no ano de 1994. Já o teste de Pettitt não identificou nenhum ponto de quebra nesta série. De maneira contrária, para a série de Abril a Junho dessa mesma estação, o método da Vizinhança Segmentada apontou a série como sendo constante, enquanto o teste de Pettitt indica a mudança negativa no ano de 2003. Tais comparações podem ser visualizadas na FIGURA 39.

FIGURA 39 – PONTOS DE QUEBRA IDENTIFICADOS PARA SDI DA SUB-BACIA 126



FONTE: O autor (2020).

Importante destacar que para duas das estações estudadas – Nova Palmira, sub-bacia 26; e Morretes, sub-bacia 119 – o método da Vizinhança Segmentada não apontou nenhum ponto de mudança abrupto, ao contrário do teste de Pettitt, que

identificou pontos de quebra nas séries de SDI para o período de Abril a Junho em ambas as estações.

Os gráficos gerados pelos resultados do teste de Pettitt e do método da Vizinhaça Segmentada para as séries do Índice de Seca de Vazões das 37 estações estudadas estão apresentados no APÊNDICE D.

4.4 TESTES APLICADOS AO ÍNDICE DE SECA AGREGADO

Para o cálculo do Índice Agregado de Seca foram levadas em consideração três variáveis: precipitação, vazão e evapotranspiração potencial. Dessa forma, pode-se dizer ser uma aplicação de um índice combinado das abordagens meteorológica e hidrológica de secas.

A combinação do índice foi feita em uma análise a nível de sub-bacia, composta pelas estações fluviométricas listadas na TABELA 2, pelas estações pluviométricas listadas na TABELA 3 e pelas estações climatológicas relacionadas a cada sub-bacia, como apresentado na TABELA 6.

As séries mensais de evapotranspiração potencial foram obtidas pelo método de *Hargreaves*, com a aplicação das médias de temperatura máxima e mínima obtidas de cada estação climatológica.

As séries mensais de precipitação, vazão e evapotranspiração potencial foram então normalizadas para a aplicação na análise de componentes principais. Como resultado dessa análise, para cada sub-bacia foi obtido o auto vetor principal, dado o peso de cada componente no índice. Os componentes dos auto vetores para as sub-bacias são apresentados na TABELA 13.

Com os auto vetores principais, as séries do Índice de Seca Agregado foram calculadas para as 37 sub-bacias do estudo.

TABELA 13 – ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS: AUTO VETORES

Sub-Bacia	Componentes		
	Precipitação	Vazão	Evapotranspiração Potencial
26	0,6147	0,6882	-0,3852
27	-0,6741	-0,7002	0,2352
31	-0,6418	-0,6416	-0,4201
65	-0,5496	-0,6539	0,5200
66	-0,6102	-0,6671	0,4274
67	0,5910	0,6652	-0,4563
70	-0,7039	-0,7024	-0,1060
71	-0,6820	-0,6960	0,2244
72	-0,6671	-0,7019	0,2496
73	-0,6297	-0,6854	0,3657
74	-0,7052	-0,7075	0,0464
76	-0,6041	-0,6850	0,4073
79	-0,6883	-0,6961	0,2043
86	-0,7099	-0,7024	-0,0518
88	0,5769	0,6904	-0,4365
113	-0,6880	-0,6926	-0,2168
119	-0,6899	-0,6683	-0,2781
126	-0,6183	-0,7016	0,3541
127	-0,7063	-0,7078	0,0108
128	-0,7089	-0,7047	-0,0275
129	-0,7042	-0,7056	0,0789
130	-0,6746	-0,6864	-0,2716
131	-0,6676	-0,6863	-0,2888
190	-0,6117	-0,6851	0,3956
199	0,6407	0,6856	-0,3457
201	-0,6981	-0,7122	0,0745
210	0,2033	0,7576	-0,6203
213	-0,6641	-0,6880	-0,2926
216	-0,6818	-0,7087	0,1810
230	0,5860	0,6641	-0,4643
237	-0,5741	-0,6723	0,4675
241	-0,6798	-0,7018	0,2128
262	-0,6536	-0,6968	0,2953
263	-0,6854	-0,7115	0,1550
264	0,6816	0,7183	-0,1395
265	0,6812	0,6991	-0,2175
266	-0,6812	-0,7121	0,1698

4.4.1 Tendências Lineares

Para a análise de tendências lineares nas séries do Índice de Seca Agregado, também foram utilizados o teste de Mann-Kendall ao nível de 5% de significância estatística e o estimador de Theil-Sen, além da visualização da regressão linear de cada série traçada.

O resultado do teste de Mann-Kendall, com os respectivos p-valores encontrados, e também os valores encontrados pelo estimador de Theil-Sen para as séries são apresentados na TABELA 14.

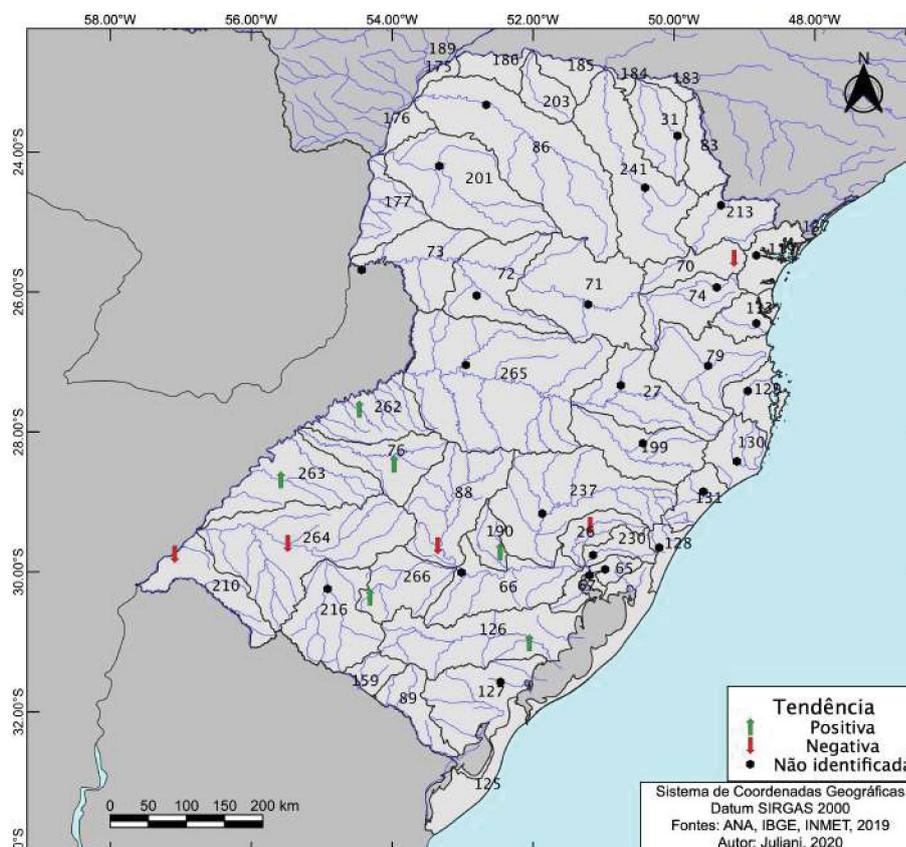
TABELA 14 – TESTE DE MANN-KENDALL APLICADO AO ADI

Tendência	Sub-Bacia	P-Valor	Mudança estimada	Tendência	Sub-Bacia	P-Valor	Mudança estimada
NEGATIVA	26	0,0107	-0,0135	NÃO IDENTIFICADA	74	0,3299	-0,0052
	70	0,0006	-0,0192		79	0,2890	0,0055
	88	0,0234	-0,0128		86	0,7098	-0,0019
	210	0,0474	-0,0119		113	0,9027	-0,0006
	264	0,0010	-0,0153		119	0,3636	-0,0054
POSITIVA	76	0,0022	0,0170		127	0,7694	0,0014
	126	0,0430	0,0104		128	0,6059	-0,0027
	190	0,0050	0,0165		129	0,3427	-0,0044
	262	0,0173	0,0127		130	0,6102	-0,0026
	263	0,0030	0,0134		131	0,4361	-0,0042
	266	0,0022	0,0133		199	0,3476	-0,0046
NÃO IDENTIFICADA	27	0,6438	-0,0022		201	0,6602	-0,0023
	31	0,6115	-0,0025		213	0,1820	-0,0065
	65	0,4057	0,0049		216	0,1262	0,0074
	66	0,2313	0,0066		230	0,4284	-0,0047
	67	0,2417	0,0063	237	0,2831	0,0059	
	71	0,8194	0,0011	241	0,9410	-0,0003	
	72	0,3608	0,0044	265	0,9061	-0,0005	
	73	0,2539	0,0057				

Como apresentado na TABELA 14, cinco sub-bacias apresentaram tendência negativa em suas séries do Índice de Seca Agregado ao nível de 5% de significância, ou seja, apresentaram eventos de seca combinados de maior intensidade nos anos mais recentes. Seis sub-bacias obtiveram resultados favoráveis a uma tendência

positiva, indicando para os anos mais recentes a maior presença de eventos mais úmidos. As demais 26 sub-bacias apresentaram indicativos de estacionariedade para as séries do índice. A localização geográfica dos pontos analisados, tomando como base para a sub-bacia a posição da estação fluviométrica, é mostrada na FIGURA 40.

FIGURA 40 – TENDÊNCIAS DO ADI IDENTIFICADAS PELO TESTE DE MANN-KENDALL



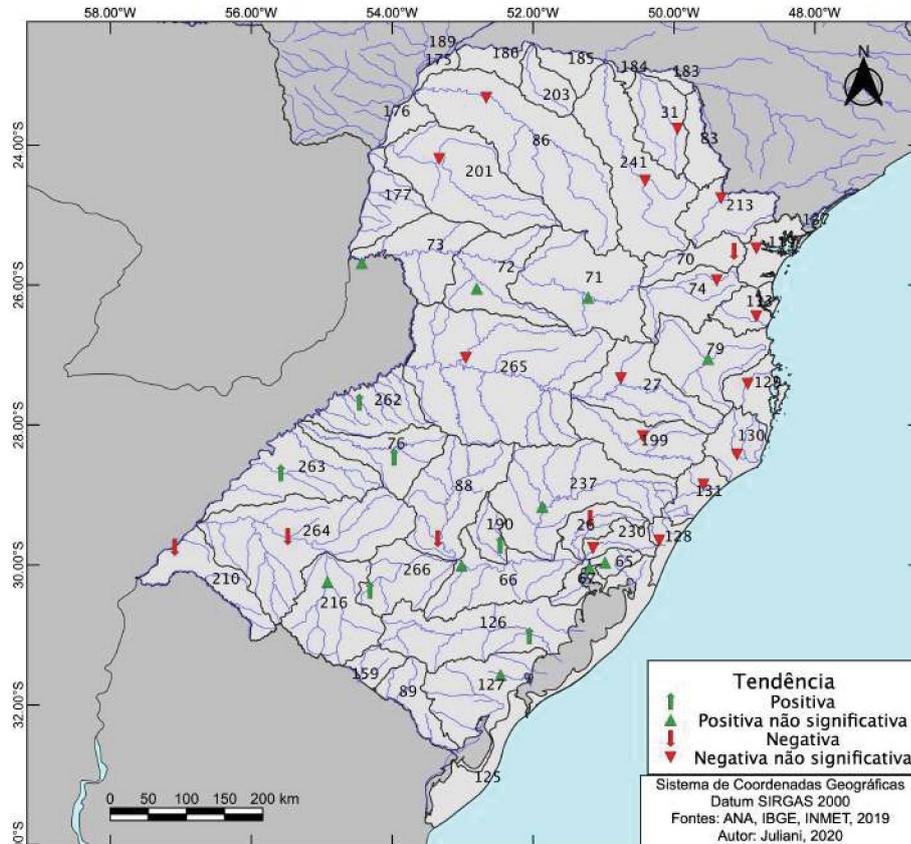
FONTE: O autor (2020).

Como visto na FIGURA 40, as sub-bacias com rejeição à estacionariedade do ADI pelo teste de Mann-Kendall estão em sua maior parte localizadas no estado do Rio Grande do Sul, e também a sub-bacia 70 no estado do Paraná. Para o índice, não se definem regiões mais amplas com predominância de tendência positiva ou negativa.

Assim como para os outros índices, avaliando os resultados do estimador de Theil-Sen e pelas regressões lineares das séries as tendências foram novamente avaliadas como positivas ou negativas para o índice, sendo observadas para 21 sub-bacias tendências negativas e para as 16 restantes tendências positivas, como observado na FIGURA 41. Observa-se pela análise espacial a predominância de

tendências positivas para a parte sul da área de estudo, enquanto as tendências negativas se concentram na parte norte e leste.

FIGURA 41 – TENDÊNCIAS LINEARES DO ADI PARA REGIÃO SUL



FONTE: O autor (2020).

Os gráficos traçados das séries do Índice de Seca Agregado e as respectivas regressões lineares podem ser visualizados no APÊNDICE E.

4.4.2 Pontos de Quebra

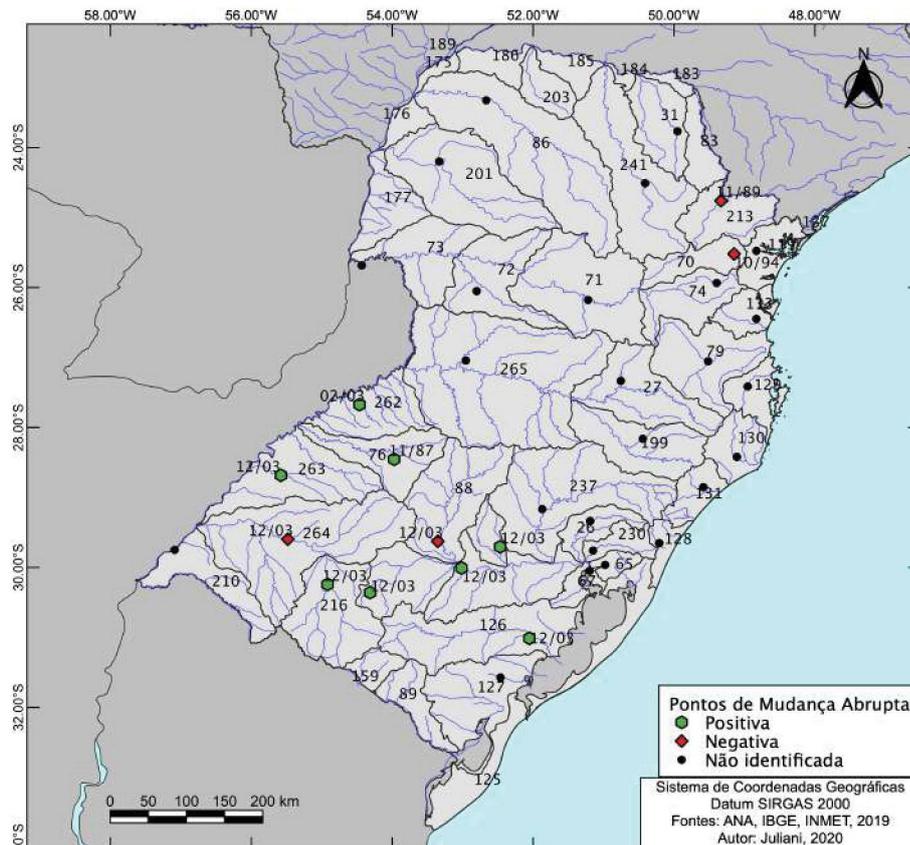
Para a análise dos pontos de mudança abrupta das séries do Índice de Seca Agregado foram utilizados o teste de Pettitt e o método da Vizinhança Segmentada. Os resultados obtidos pelo teste de Pettitt foram avaliados ao nível de 5% de significância, e dessa forma foram identificadas 12 estações com resultado positivo ao teste. Os p-valores da aplicação do teste para as 37 estações do estudo, e o ponto de ocorrência das mudanças para as 12 estações com resultado positivo estão apresentados na TABELA 15.

TABELA 15 – TESTE DE PETTITT APLICADO AO ADI

Ponto de Quebra	Sub-bacia	P-Valor	Data
NEGATIVA	70	0,0003	10/94
	88	0,0295	12/03
	213	0,0116	11/89
	264	0,0001	12/03
POSITIVA	66	0,0447	12/03
	76	0,0046	11/87
	126	0,0072	12/03
	190	0,0090	12/03
	216	0,0082	12/03
	262	0,0153	02/03
	263	0,0013	12/03
	266	0,0006	12/03
NÃO IDENTIFICADA	26	0,0908	
	27	0,7286	
	31	1,0023	
	65	0,5612	
	67	0,2058	
	71	0,3795	
	72	0,1042	
	73	0,0501	
	74	0,1232	
	79	0,1847	
	86	0,6611	
	113	0,2456	
	119	0,4518	
	127	0,4112	
	128	0,5530	
	129	0,1988	
	130	0,4424	
	131	0,2363	
	199	0,4002	
	201	0,2790	
210	0,1034		
230	0,7037		
237	0,4613		
241	0,9862		
265	0,4053		

Como visto na TABELA 15, conforme teste de Pettitt, em quatro sub-bacias o ADI apresentou ponto de quebra negativo, enquanto em oito sub-bacias foi identificado ponto de quebra positivo. A disposição do resultado do teste pode ser observada na FIGURA 42. Verifica-se que as oito sub-bacias com mudança abrupta positiva estão localizadas no estado do Rio Grande do Sul, enquanto as séries de ADI com mudanças negativas se localizam duas no leste paranaense e duas na região central do Rio Grande do Sul.

FIGURA 42 – OCORRÊNCIAS DE PONTOS DE QUEBRA EM SÉRIES DE ADI NA REGIÃO SUL

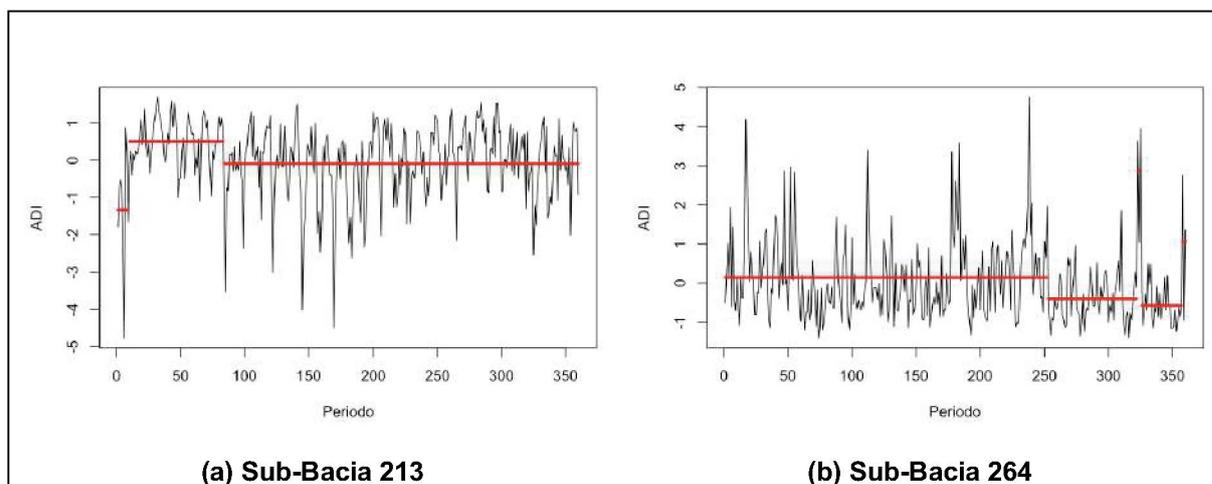


FONTE: O autor (2020).

Os resultados gerados pelo teste de Pettitt foram comparados com os gerados pelo método da Vizinhança Segmentada. Das quatro sub-bacias que foram apontadas com ponto de mudança positivo pelo primeiro método, três delas apresentaram resultados congruentes. Para a sub-bacia 70, o ponto identificado pelo teste de Pettitt foi Outubro de 1994, enquanto pelas vizinhanças segmentadas, Outubro de 1993. Já para as sub-bacias 213 e 264 as principais mudanças apontadas pelo método da Vizinhança Segmentada coincidem com as obtidas pelo teste de Pettitt, porém o

método ainda identificou segmentos menores de eventos extremos mais pontuais, ocasionando a divisão da série em um maior número de segmentos, como se observa na FIGURA 43. Já a sub-bacia 88, que pelo teste de Pettitt apresenta um ponto de mudança em Dezembro de 2003, não apresenta pontos de quebra pelo outro método.

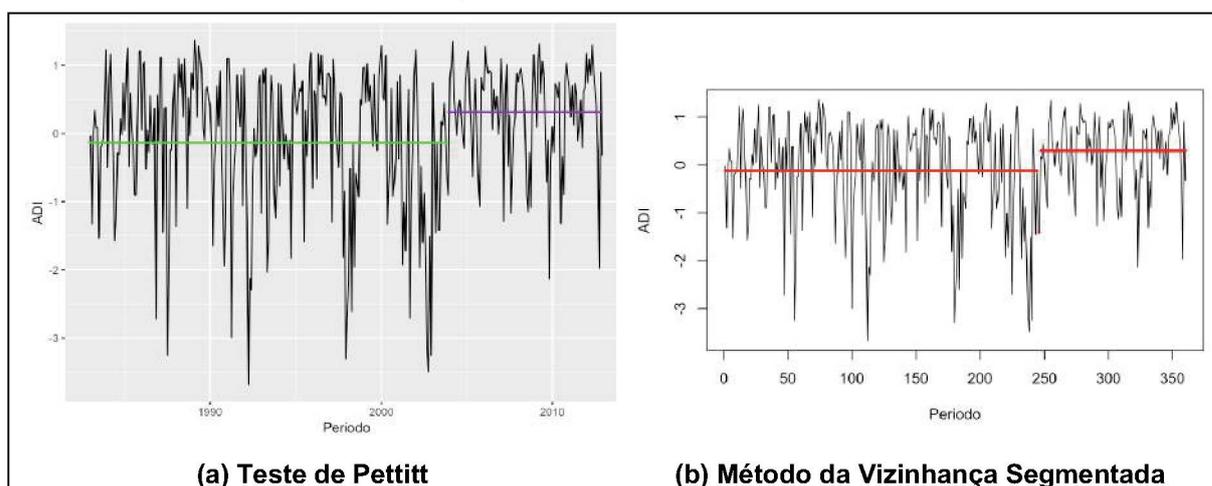
FIGURA 43 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 213 E 264



FONTE: O autor (2020).

Dentre as oito séries de ADI com pontos de mudança negativos identificados pelo teste de Pettitt, apenas a sub-bacia 216 registrou pelo método da Vizinhança Segmentada ponto de mudança. A mudança é registrada aproximadamente no mesmo período pelos dois métodos, porém, assim como para as séries das sub-bacias 213 e 264, o segundo método identificou uma pequena sequência de valores extremos que configuraram um segmento de transição, apresentado na FIGURA 44.

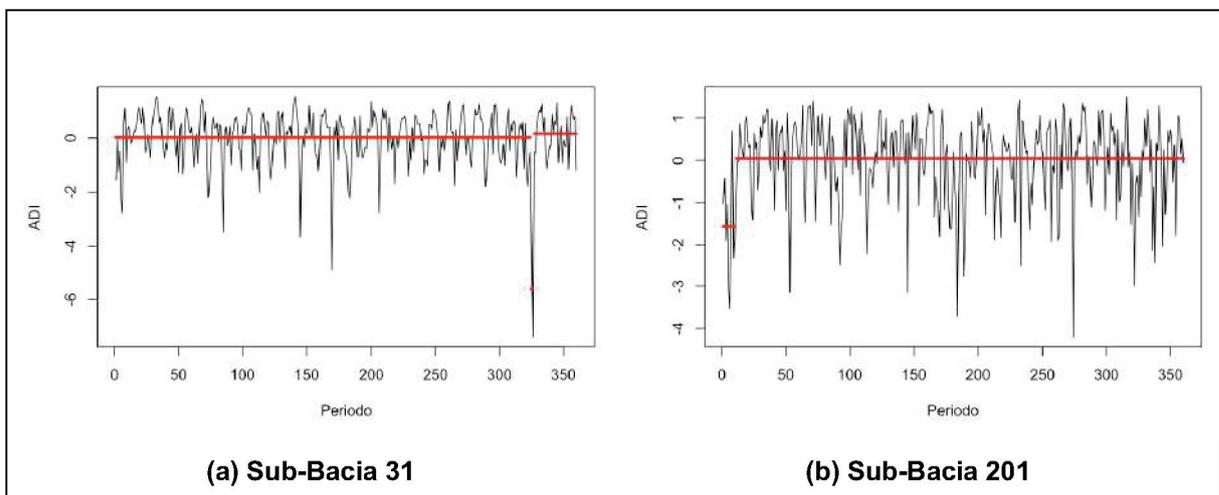
FIGURA 44 – PONTOS DE MUDANÇA IDENTIFICADOS PARA SÉRIE ADI PARA SUB-BACIA 216



FONTE: O autor (2020).

Para as demais 25 séries de ADI, que não apresentaram pontos de mudança ao nível de 5% de significância estatística pelo teste de Pettitt, 13 apresentaram pontos de quebra pelo segundo método. As séries das sub-bacias 27, 31, 71, 72, 79, 199, 201, 241 e 265 registraram comportamentos semelhantes, com a existência de um segmento envolvendo picos mais extremos, que se diferenciam do restante da série. Para exemplificação, as séries das sub-bacias 31 e 201 estão representadas na FIGURA 45.

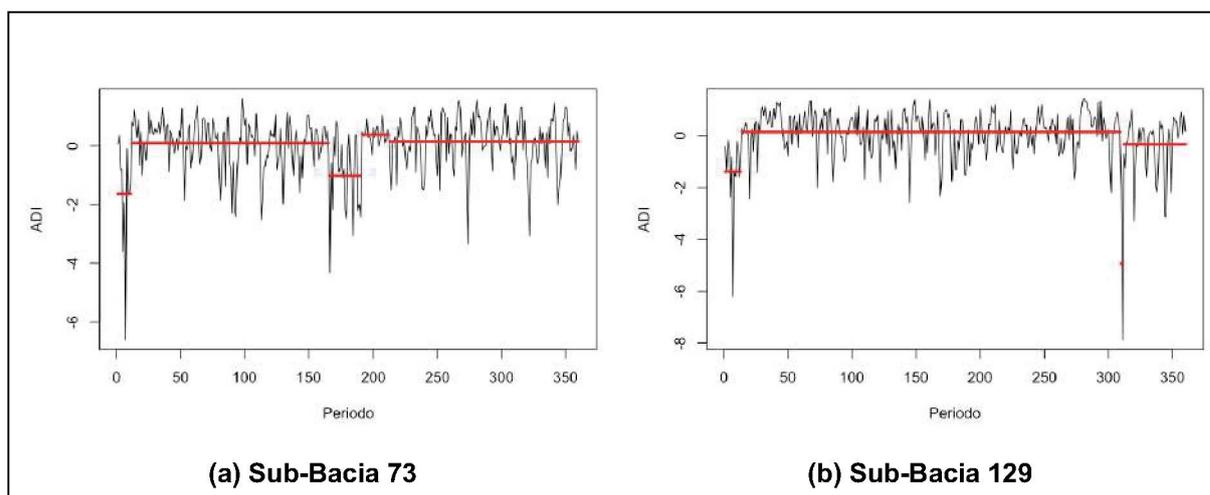
FIGURA 45 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 31 E 201



FONTE: O autor (2020).

A série da sub-bacia 73 apresenta um evento extremo logo em seu início, com a média normalizando próximo ao índice zero entre o final de 1983 e 1996, quando um novo conjunto de registros extremos negativos consecutivos se inicia, até o fim de 1998. A série então registra um período de média pouco acima do valor zero, até Agosto de 2000, quando então retorna a registros oscilantes com média próxima ao índice zero. Essa influência de um conjunto de valores mais extremos no método da Vizinhaça Segmentada também é perceptível nos resultados para a sub-bacia 129. Os gráficos para ambas as sub-bacias estão apresentados na FIGURA 46.

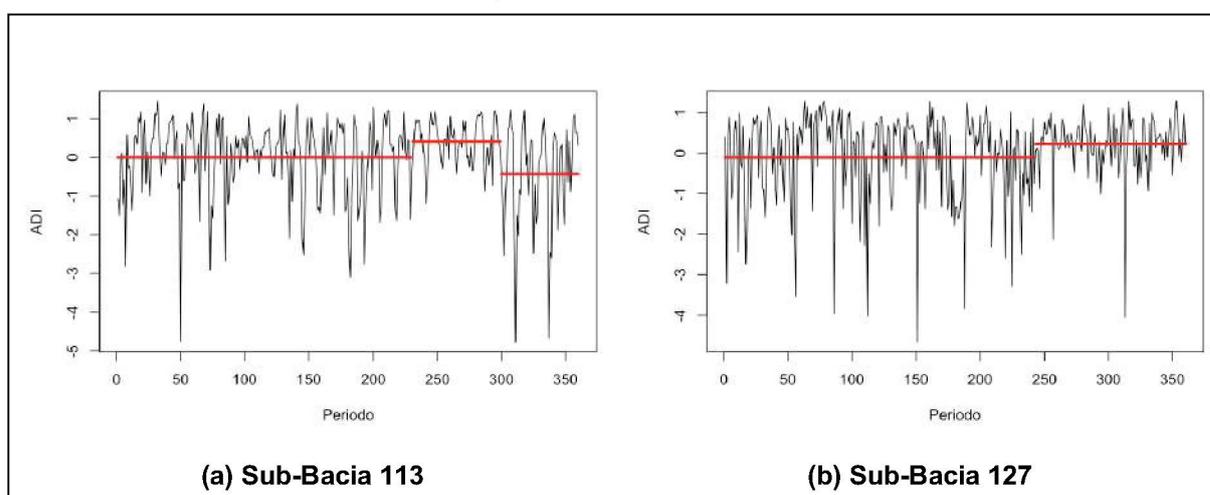
FIGURA 46 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 73 E 129



FONTES: O autor (2020).

Outro caso de análise do método da Vizinhança Segmentada é o identificado nas séries das sub-bacias 113 e 127. Aqui, ambas as séries em determinado segmento passam a não apresentar oscilações negativas tão intensas quanto no restante da análise, e assim o método separa esse segmento do restante. Para a sub-bacia 113 este período é identificado entre Fevereiro de 2002 e Novembro de 2007. Já para a sub-bacia 127 tal fato é apontado a partir de Fevereiro de 2003 até o fim da série. Essa análise é ilustrada na FIGURA 47.

FIGURA 47 – MÉTODO DA VIZINHANÇA SEGMENTADA APLICADO ÀS SUB-BACIAS 113 E 127



FONTES: O autor (2020).

As séries do Índice de Seca Agregado e os traçados dos resultados do teste de Pettitt e do método da Vizinhança Segmentada para as 37 sub-bacias do estudo estão apresentados no APÊNDICE F.

4.5 COMPARAÇÃO ENTRE OS ÍNDICES

Analisando a inter-relação entre os três índices aplicados e suas respectivas tendências, alguns pontos devem ser destacados. O primeiro deles é a diferença da aplicação entre o Índice de Seca de Vazões e os demais. O primeiro possui aplicação sazonal, tendo assim séries com um menor número de dados, além de apresentarem tendências mais acentuadas. Para as séries do Índice Padronizado de Precipitação e do Índice de Seca Agregado, a sazonalidade existente ao decorrer do ano ameniza tais tendências. Essa relevância da sazonalidade é importante nos casos envolvendo vazões, uma vez que aplicações hidrológicas devem considerar a sazonalidade existente e as diferenças observadas para os diferentes períodos do ano.

A sazonalidade apontada não é levada em consideração para as séries de SPI e ADI, uma vez que nestas aplicações objetiva-se uma visão geral dos eventos, sendo necessária a análise contínua do período. Essa análise contínua permite a observação dos efeitos contínuos dos fenômenos de seca, que são transpostos de um período a outro pelas variáveis hidroclimatológicas.

Com relação às séries traçadas para o Índice de Seca Agregado, fica nítido nas séries uma maior oscilação mensal entre índices críticos positivos e negativos, acarretando a não persistência de eventos mais duradouros de períodos secos e úmidos. Isso fica evidente na menor identificação de tendências e também em um menor número de segmentos de características semelhantes identificados pelo método da Vizinhança Segmentada. Tal fato pode ser explicado pela inclusão da evapotranspiração potencial no cálculo do índice, que não está incluso na formulação dos demais.

Com relação às tendências identificadas, observa-se uma maior congruência dos resultados obtidos para os índices SPI e SDI, principalmente no estado do Rio Grande do Sul e nas sub-bacias mais a leste da área de estudo. A divergência com os resultados apresentados pelo índice ADI possivelmente também está relacionada à inclusão da evapotranspiração potencial no cálculo. A análise específica para as séries individuais de evapotranspiração potencial não compunha o escopo deste

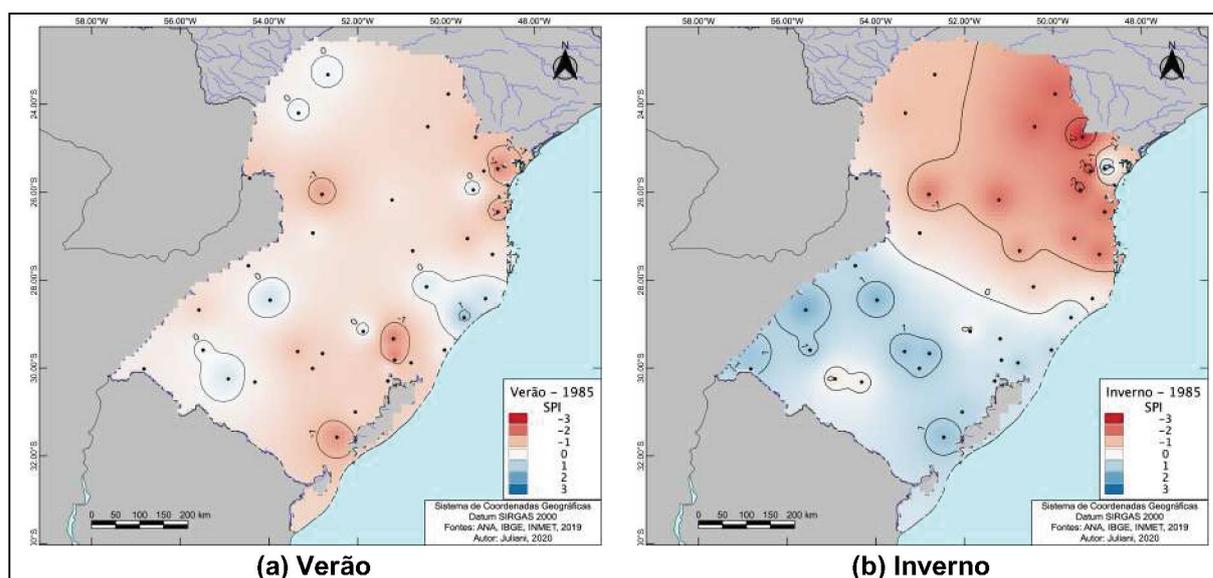
trabalho, porém dado os resultados obtidos, recomenda-se um estudo posterior, para melhor conhecimento das séries e aprofundar o entendimento dessa influência.

A diferença identificada para o Índice Agregado de Seca também pode estar relacionado ao fato do índice incluir em sua composição a variável de evapotranspiração potencial calculada com base em séries de temperatura, e não sendo seu valor físico real. Desta forma, a formulação do índice levando em consideração apenas as variáveis vazão e precipitação deve levar a resultados mais congruentes.

4.6 ANÁLISE ESPACIAL DO ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO

Dada a utilização de estações pontuais para o cálculo do Índice Padronizado de Precipitação, é possível o traçado de um mapa de interpolação para a observação dos resultados em locais em que não foi feita essa análise local. Assim, utilizando os resultados do índice em uma data específica das estações estudadas, permite-se a observação do comportamento do fenômeno de seca espacialmente. Como comparação, esse traçado foi realizado tanto para o período de verão, quanto para o período de inverno. Mais ainda, foram gerados mapas para intervalos de 5 anos, possibilitando assim a observação de como a influência regional de tais eventos se modificou com o passar dos anos. A FIGURA 48 mostra a distribuição espacial do índice para o ano de 1985.

FIGURA 48 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1985

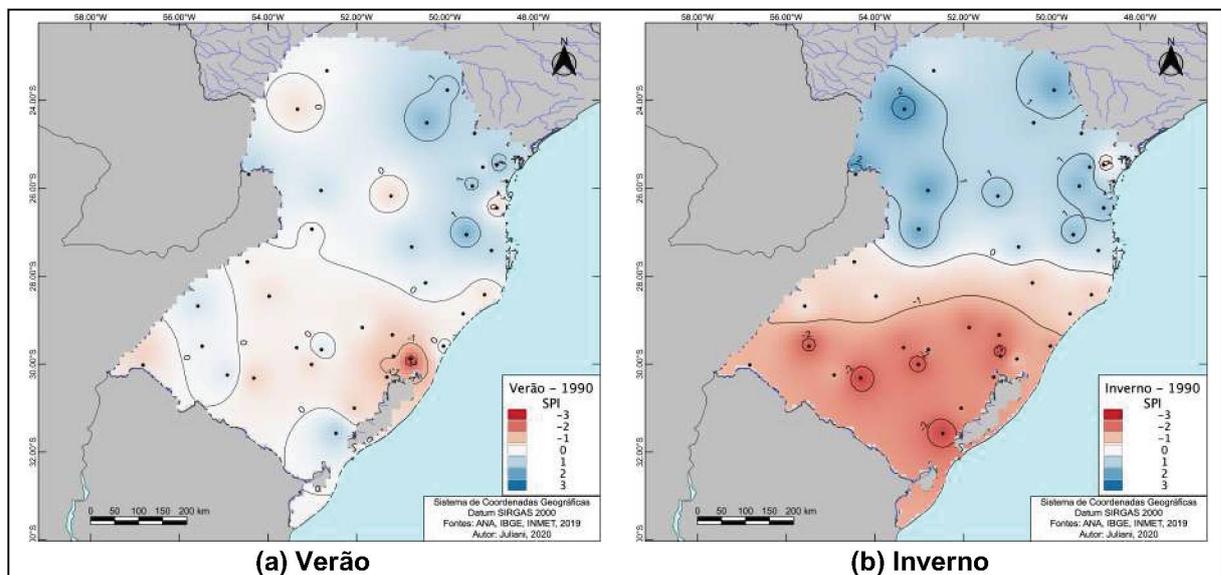


FONTE: O autor (2020).

Pela FIGURA 48, é possível observar a predominância de seca moderada na maior parte da região Sul no verão, enquanto no inverno a diferença entre as regiões com seca moderada a extrema na porção norte e com predominância de chuvas moderadas e severas na porção sul.

Para o ano de 1990, como mostrado na FIGURA 49, observa-se para o verão a aparição de eventos úmidos moderados e severos na parte centro-norte da área de estudo, bem como a intensificação de um evento extremo de seca mais a sul. Já para o período de inverno, a situação se inverte quando comparado ao ano de 1985, com a porção norte da área de estudo apresentando situação úmida e a parte sul contando com situação mais seca, apresentando alguns índices extremos.

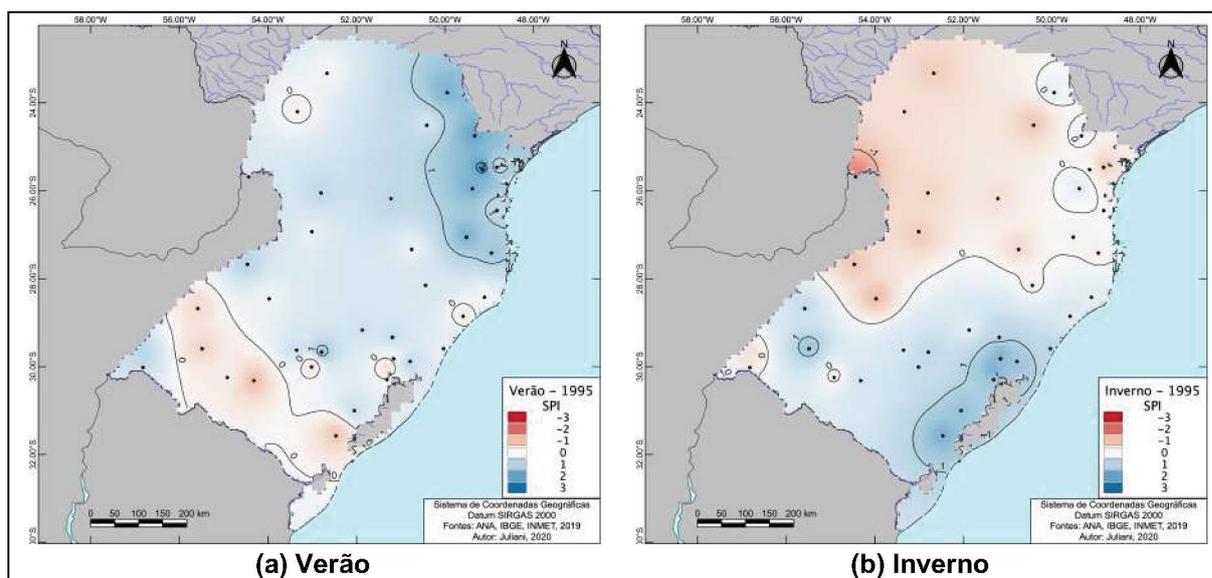
FIGURA 49 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1990



FONTE: O autor (2020).

A FIGURA 50 mostra a distribuição espacial do índice de seca meteorológico para o ano de 1995. Nota-se no verão desse ano uma certa predominância na área de estudo de situação úmida, chegando a apresentar índices severos na porção nordeste, com a presença de secas moderadas na parte sul. Já para o inverno, novamente nota-se a dualidade entre a parte norte e sul da área de estudo, com a parte norte apresentando áreas de seca e a parte sul áreas com predominância chuvosa, embora ambos índices moderados.

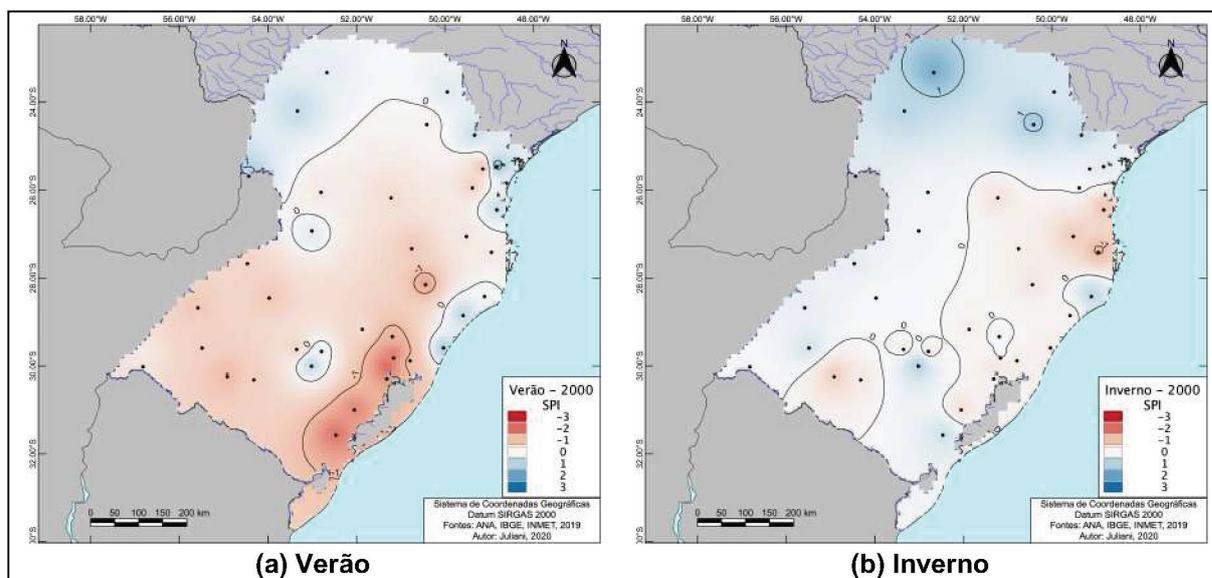
FIGURA 50 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 1995



FONTE: O autor (2020).

O ano de 2000 registra um aumento da área afetada por secas moderadas e severas para o período de verão, como mostra a FIGURA 51. Já para o período de inverno, a maior parte da área registra índices normais, com índices de seca moderados encontrados ao leste de Santa Catarina, e índices de chuvas moderadas ao norte do Paraná.

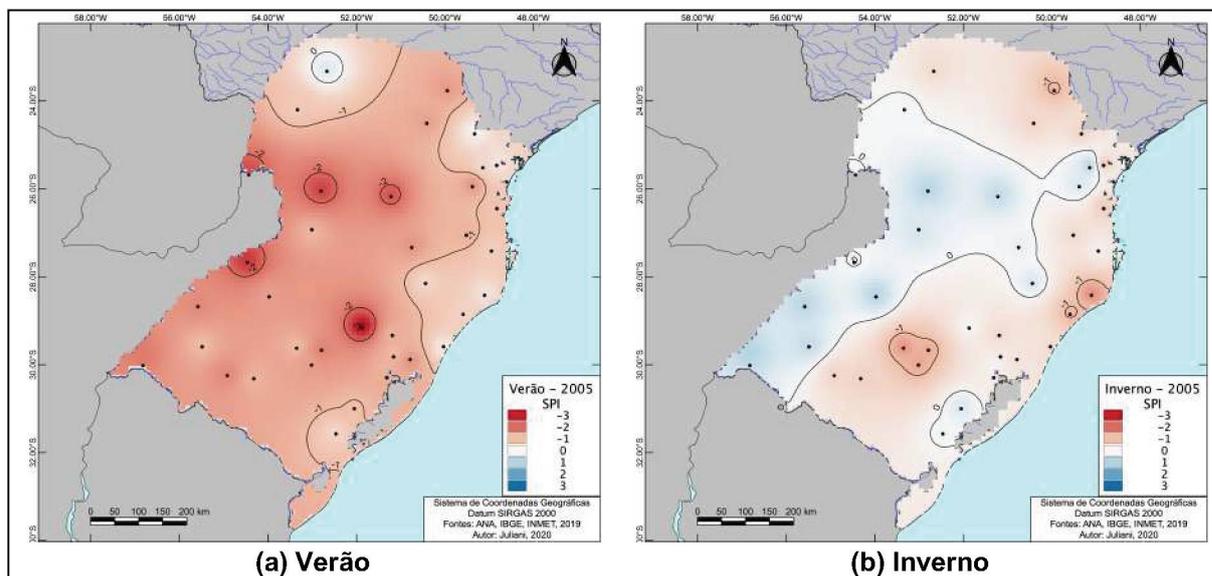
FIGURA 51 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2000



FONTE: O autor (2020).

Apresentado a seguir, na FIGURA 52, o verão de 2005 registra índices de secas moderadas a extremas em quase toda a totalidade da região Sul, sendo esta a maior extensão de seca observada nos anos avaliados, bem como os maiores registros encontrados. No inverno, de forma geral para a área, se mesclam eventos mais pontuais de secas e chuvas moderadas.

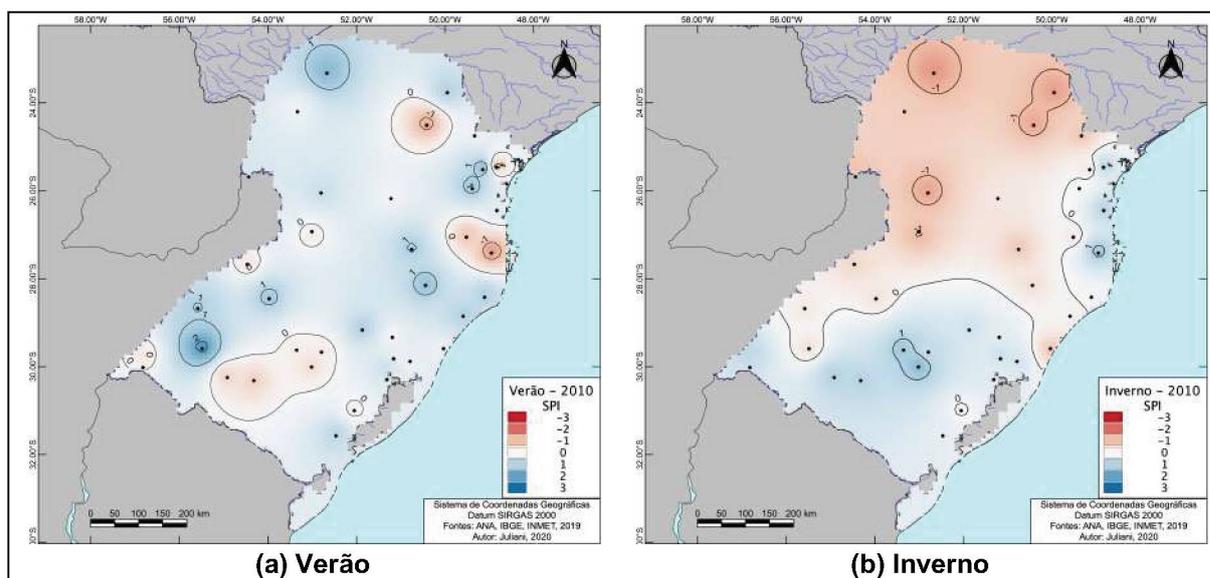
FIGURA 52 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2005



FONTE: O autor (2020).

No verão de 2010, a predominância na região Sul é a ocorrência de chuvas moderadas, com chuvas severas e secas moderadas pontuais, como ilustrado na FIGURA 53. Para o inverno, novamente nota-se o contraste entre as partes norte e sul da região Sul, com o estado do Paraná apresentando secas e o estado do Rio Grande do Sul apresentando chuvas, ambas moderadas.

FIGURA 53 – ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO: 2010



FONTE: O autor (2020).

Com as distribuições espaciais do Índice Padronizado de Secas, percebe-se a variação anual dos eventos, com a mudança de padrões espaciais e ainda as mudanças de severidade nos diferentes anos. É possível observar também a espacialidade e influências regionais do fenômeno, uma vez que padrões são de fácil identificação, comprovando que secas meteorológicas, que têm como fundamento a precipitação, atuam não pontualmente, mas sim espacialmente.

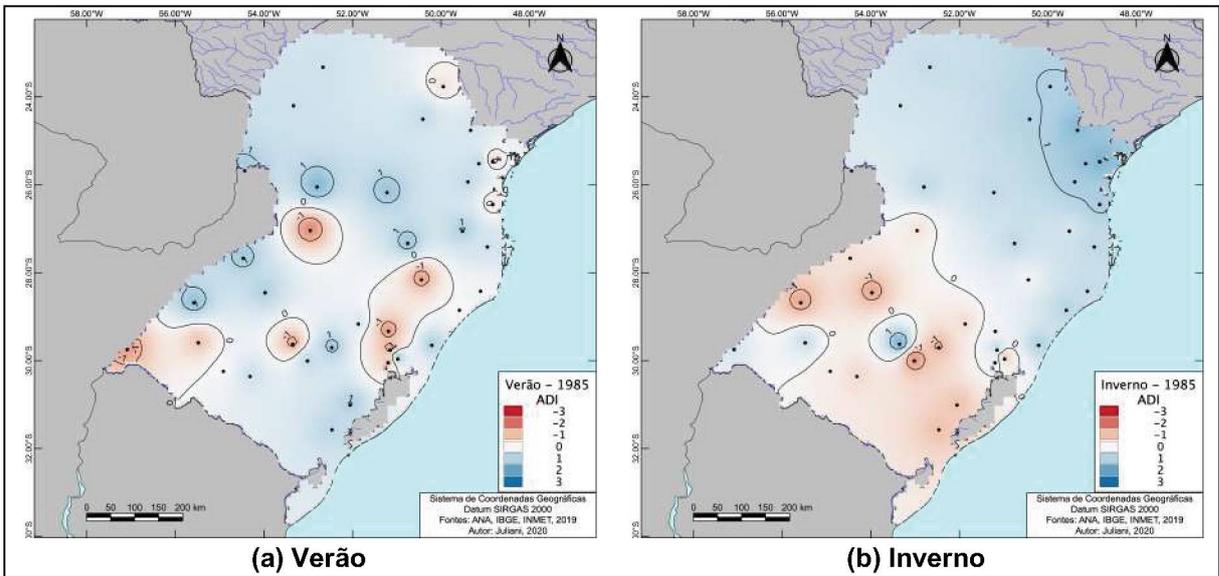
Com relação às diferenças espaciais notadas dentro da região Sul, o principal ponto encontrado foi a grande diferença notada no período de Inverno. Nota-se o contraste entre as parcelas sul e norte da área de estudo.

4.7 ANÁLISE ESPACIAL DO ÍNDICE DE SECA AGREGADO

Da mesma forma que para o Índice Padronizado de Precipitação, a análise espacial para o Índice de Seca Agregado também foi realizada, traçados mapas para os anos de 1985, 1990, 1995, 2000, 2005 e 2010. Aqui também foram utilizados dois pontos da série por ano, sendo um valor identificado no verão, e outro no inverno.

Para o ano de 1985, como observado na FIGURA 54, a região no verão apresenta uma predominância de eventos úmidos, com registros de seca pontuais. Já no período de inverno, tem-se toda a parcela norte da área de estudo em um evento úmido, a predominância de seca moderada no estado do Rio Grande do Sul, com contraste em regiões pontuais.

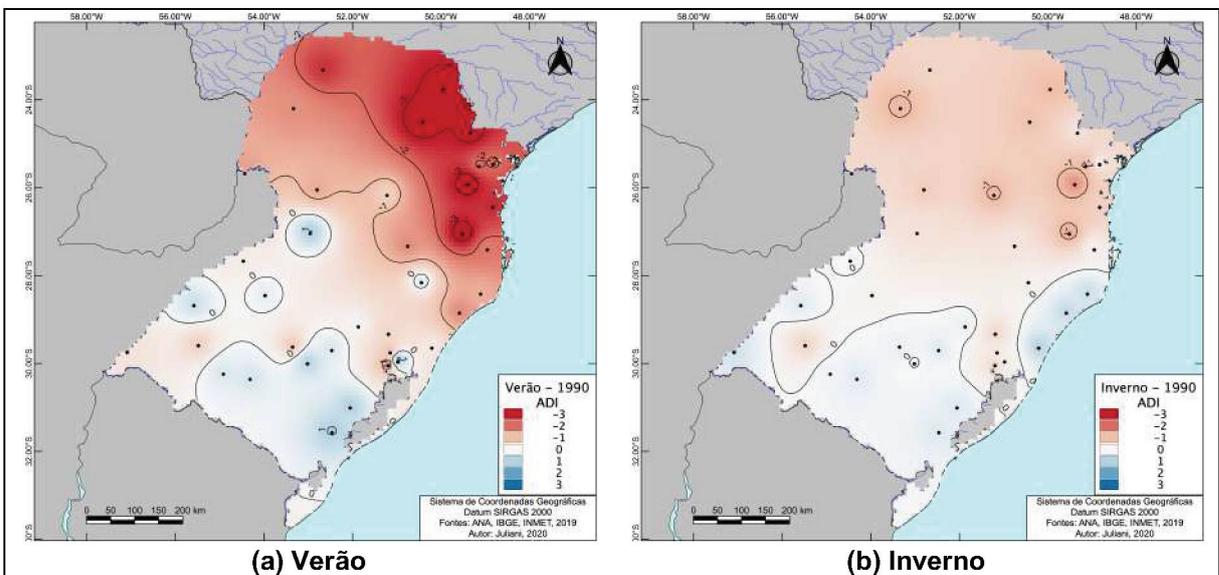
FIGURA 54 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1985



FONTE: O autor (2020).

Para o verão de 1990, é observado um evento extremo de seca ao norte e leste da área estudada, sendo a região com os menores índices, ou seja, com maior intensidade de seca, a parte nordeste da região Sul. No inverno, na parte norte da região ainda é possível a identificação da predominância da seca de forma generalizada, porém agora com magnitudes moderadas. A parte mais a sul apresenta índice próximo ao normal. Tais fatos são mostrados na FIGURA 55.

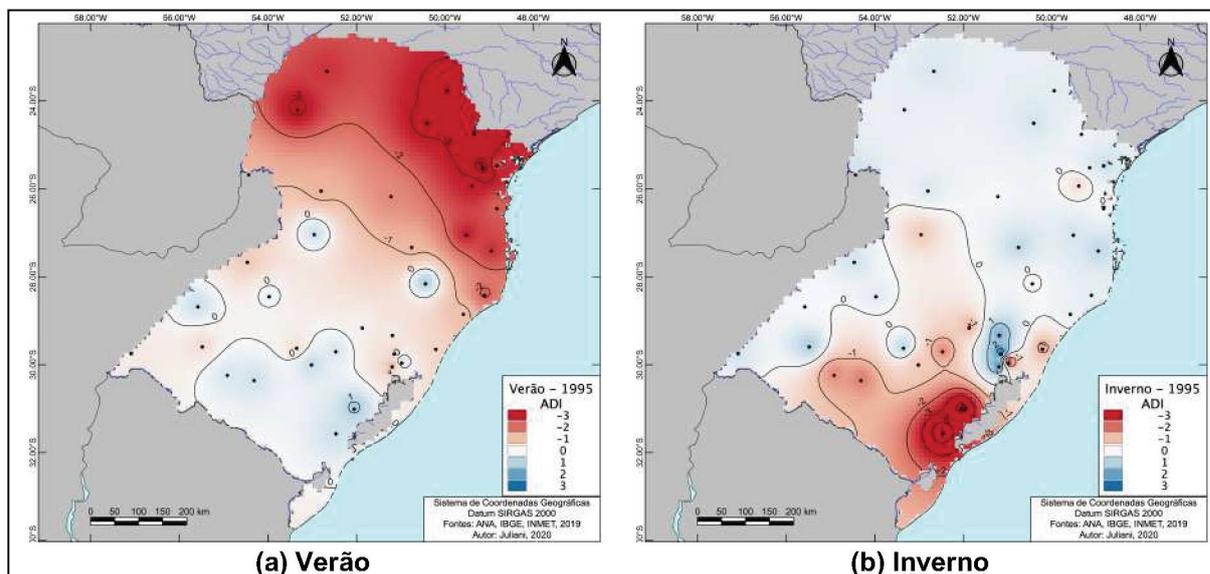
FIGURA 55 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1990



FONTE: O autor (2020).

Para o ano de 1995, no verão é notória a ocorrência de seca na parte norte da região Sul, com os valores mais críticos observados a norte. Já no inverno deste ano, como indica a FIGURA 56, a situação se inverte. O estado do Paraná apresenta índices próximos ao normal, enquanto o sul do Rio Grande do Sul apresenta seca extrema.

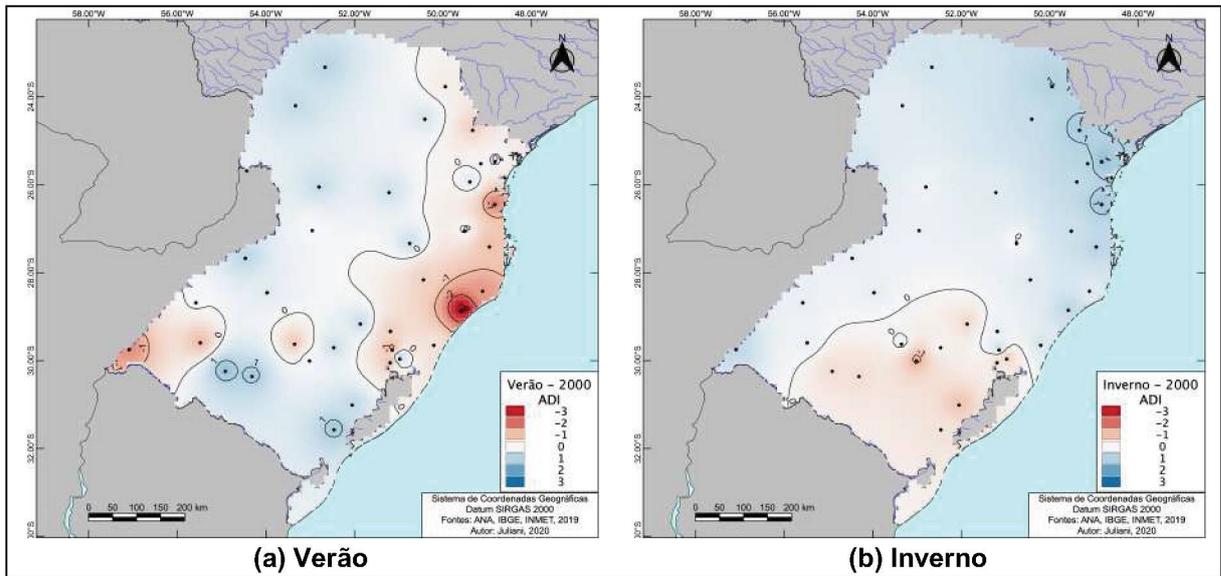
FIGURA 56 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 1995



FONTE: O autor (2020).

Já o ano de 2000, como mostra a FIGURA 57, tanto para o verão quanto para o inverno, eventos moderados de SPI são predominantes em quase a totalidade da área de estudo. No verão, nota-se um evento extremo de seca a leste, enquanto o restante da parte leste apresenta secas moderadas. A seca também é encontrada na parte oeste do Rio Grande do Sul. A faixa que vai do norte paranaense, passando pelas regiões centrais de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul apresenta índices que variam do normal ao úmido moderado. No inverno desse ano, a situação é contrária da encontrada no inverno de 1990, com agora a parte sul do Rio Grande do Sul apresentando secas moderadas ao índice normal, e o restante da área de estudo a norte variando o índice também do normal ao úmido moderado.

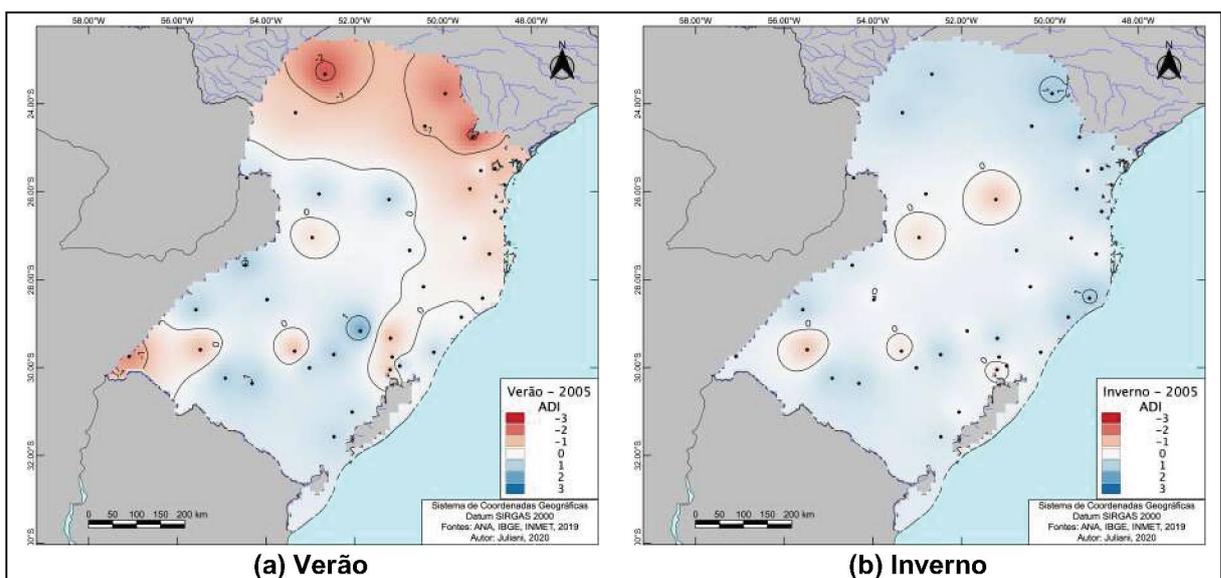
FIGURA 57 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2000



FONTE: O autor (2020).

No verão de 2005, as condições divergentes também são notadas entre o estado do Paraná e do Rio Grande do Sul. Como mostrado na FIGURA 58, o norte do Paraná apresenta secas entre moderadas e severas, enquanto a maior parte do Rio Grande do Sul registra índices úmidos moderados. Para o inverno desse ano, ocorre a predominância de índice úmido moderado em quase a totalidade da região Sul, com os locais de seca identificados apresentando índices moderados.

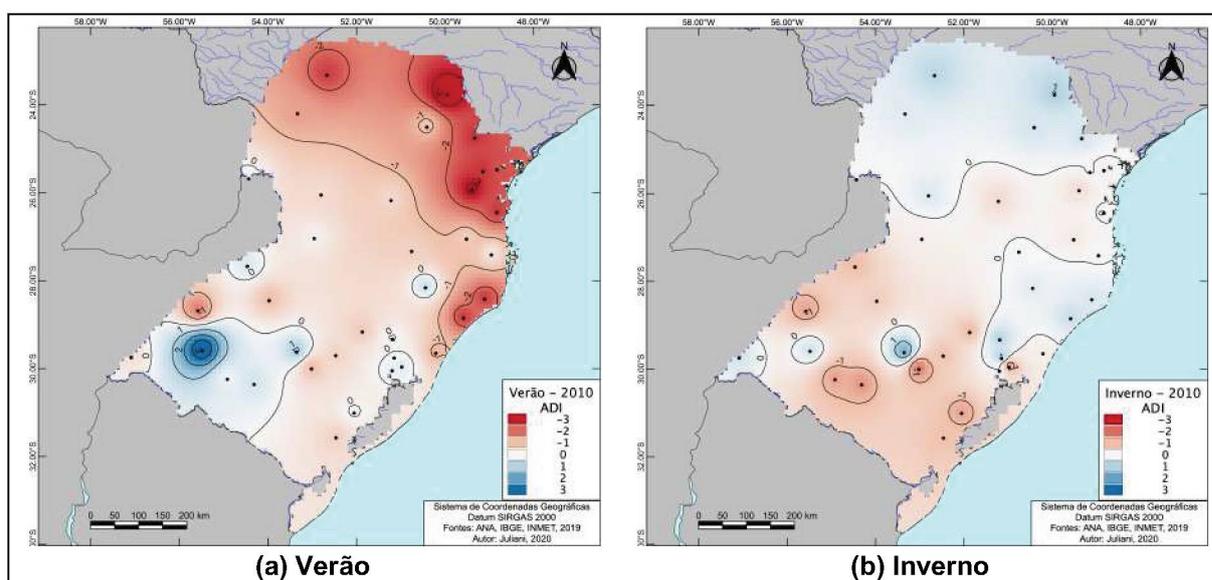
FIGURA 58 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2005



FONTE: O autor (2020).

O verão de 2010 novamente traz índices extremos de seca para a parte norte e leste da área de estudo. É possível ver na FIGURA 59 a dominância da seca na região, com índices moderados na parte central. Aqui também é verificado um índice extremo úmido, localizado a oeste do Rio Grande do Sul, envolto por outros registros úmidos moderados. No inverno, mais uma vez nota-se o contraste entre o norte e o sul da área de estudo, com a predominância de índices úmidos moderados a norte, e a predominância de índices secos moderados ao sul.

FIGURA 59 – ÍNDICE DE SECA AGREGADO: 2010



FONTE: O autor (2020).

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

É notório o impacto de secas na sociedade, seja ele ambiental ou econômico. Como um fenômeno basicamente comandado pelas variáveis hidrológicas, o conhecimento desse comportamento é de fundamental importância para uma melhor compreensão a respeito do funcionamento desses eventos.

Como forma de monitoramento das secas, estão os índices de seca, que possibilitam a quantificação do nível de impacto apresentado pela ocorrência do fenômeno ao decorrer do tempo. Dentre esses índices, estão o Índice Padronizado de Precipitação, o Índice de Seca de Vazões e o Índice de Seca Agregado, que foram empregados nesse trabalho. Os três índices apresentaram uma aplicação adequada, tendo sido utilizados dados de precipitação para o primeiro, dados de vazão para o segundo, e tanto a precipitação quanto a vazão, acrescidos da evapotranspiração potencial, para o terceiro.

Com o Índice Padronizado de Precipitação, é possível a identificação de secas meteorológicas, relacionadas ao déficit de chuvas. Pela aplicação espacial do índice na região Sul do Brasil, foi possível identificar padrões regionais, principalmente para o período de inverno, quando fica notória a diferença do índice apresentado entre o sul e o norte da área de estudo. Fica evidente também ser um processo mutável, de variações espaciais e temporais.

A aplicação do Índice de Seca de Vazões se deu em quatro etapas, uma vez que considera a sazonalidade existente nas vazões, obtendo assim quatro séries para cada aplicação. Por ser relacionado à vazão de um determinado rio, que é influenciada não só pela área de captação, mas também por topografia e outros parâmetros, não foi realizada uma análise espacial com os índices pontuais.

Já o Índice de Seca Agregado, incorporando os dados de evapotranspiração potencial, juntamente com as variáveis precipitação e vazão, trouxe uma abordagem conjunta à seca. Nas séries traçadas, ficou evidente uma maior oscilação entre eventos extremos positivos e negativos em períodos curtos de tempo, fato não muito observado nos índices meteorológico e hidrológico. Como o diferencial aqui foi a incorporação da evapotranspiração potencial aos dados, acredita-se que essa oscilação esteja relacionada a essa variável, necessitando de um estudo mais aprofundado de seu comportamento.

Com o traçado espacial dos resultados obtidos pelo Índice de Seca Agregado, percebe-se a predominância das secas observadas por esse método no período de verão para o norte da área de estudo, com a presença de eventos extremos de seca. No período de inverno, assim como para o Índice Padronizado de Precipitação, percebe-se o contraste entre os fenômenos representados no Paraná e no Rio Grande do Sul.

Nesse estudo, foram também aplicados o teste de Mann-Kendall e o estimador de Theil-Sen para analisar tendências lineares, assim como o teste de Pettitt e o método da Vizinhança Segmentada para a identificação de pontos de mudança abrupta nas séries dos índices de seca geradas. As quatro aplicações foram validadas, obtendo-se bons resultados. Ressalta-se aqui, que foram utilizadas séries históricas de 1983 a 2012. Com a mudança do período de estudo, tais tendências e pontos de quebra podem ser observados de outra maneira, podendo exibir outros resultados.

Com relação às tendências lineares, ao se tratar do Índice Padronizado de Precipitação, a distribuição das estações de estudo fica dividida em dois grupos. Ao sul, em quase a totalidade da área do Rio Grande do Sul, observa-se tendências negativas para o índice, indicando um aumento no impacto de secas para os anos mais recentes. Já a porção a leste, próxima ao litoral, de toda a região Sul, e também a parte noroeste paranaense, apresentaram tendências positivas.

Já na aplicação do teste de Mann-Kendall ao Índice de Seca de Vazões, os resultados obtidos ao nível de 5% de significância apontaram uma maior quantidade de tendências negativas no período de Abril a Junho para estações localizadas no Rio Grande do Sul, e para duas estações, de localidades distintas a presença de tendência positiva na série de Janeiro a Março. É possível concluir, ainda, a predominância de tendências negativas do SDI para o período de inverno, e tendências positivas para os meses de verão. Esse resultado é importante, uma vez que demonstra que meses em que vazões são naturalmente mais baixas, vem tendendo a ter crises cada vez mais impactantes, enquanto para meses de vazões maiores, a tendência apontada é do aumento de eventos úmidos.

Na aplicação de tendências lineares ao Índice de Seca Agregado, percebe-se a identificação de um menor número de séries com tendências. Tal fato pode ser explicado pelo traçado das séries de ADI, uma vez que tais séries apresentam

oscilações muito bruscas e contínuas entre valores extremos positivos e negativos, em toda sua extensão, não apresentando tendências significativas.

Foi possível verificar também que mesmo com a não identificação da existência de tendência pelo teste de Mann-Kendall ao nível de 5% de significância, quando avaliados o estimador de Theil-Sen e a regressão linear da série, certa tendência pôde ser visualizada. Assim, não se deve tomar como base para a identificação de uma tendência apenas um teste estatístico. Uma análise conjunta de testes e métodos de identificação e visualização fornecem resultados melhores e mais condizentes com a real situação da série.

Na aplicação do teste de Pettitt e do método da Vizinhança Segmentada, foi verificada uma maior existência de pontos de mudança abrupta nas séries do Índice Padronizado de Precipitação. Dado o menor número de dados constituintes para as séries do Índice de Seca de Vazões, a diferenciação da série em segmentos é prejudicada, e por isso o menor número de séries com tais pontos de quebra. Já para o Índice de Seca Agregado, esse menor número de verificações também está no fato da série apresentar grandes oscilações contínuas ao longo de todo o período analisado, com um menor número de segmentos de duração maior que caracterizem uma mudança constante.

Para o método das vizinhanças segmentadas aplicado ao Índice Padronizado de Precipitação foi observada uma certa regularidade na distribuição dos pontos de mudança abrupta nas séries. Cabe uma investigação mais profunda a respeito da congruência destes pontos com a ocorrência do fenômeno ENSO.

Com a identificação de tendências tanto para o índice envolvendo precipitação, quanto para o índice envolvendo vazões, afere-se a mudança nos extremos mínimos de ambas as variáveis. Essa mudança nas vazões pode estar relacionada a atividades antrópicas, e também a mudanças na precipitação. Porém como foi demonstrado a ocorrência de tendências nas séries relacionadas à precipitação, coloca-se a influência nessa variável para as mudanças climáticas, que afetam padrões atmosféricos e de temperatura, que levam aos fenômenos de secas e fenômenos de cheias explorados no trabalho.

Dessa forma, conclui-se esse trabalho de aplicação de índices de seca na região Sul do Brasil. Foram identificados padrões regionais para tais índices, além da verificação de tendências existentes para as séries e de seus padrões espaciais.

Como recomendação para estudos futuros, fica a possibilidade da aplicação dos índices em um maior número de estações, proporcionando uma análise espacial ainda mais abrangente. Além disso, estudos com séries mais longas, e com registros mais recentes, podem apresentar resultados diferentes, de forma que o estudo constante do comportamento dos índices se faz necessário. Também é necessária uma investigação mais aprofundada ao método das vizinhanças segmentadas, e aos fatores que levam aos períodos identificados, uma vez que foi perceptível ser um método sensível a extremos. Recomenda-se também um aprofundamento no estudo do Índice de Seca Agregado, principalmente com relação à influência da evapotranspiração potencial, uma vez que neste trabalho tal variável foi calculada com base em valores de temperatura, e não no real fator físico envolvido.

REFERÊNCIAS

- ABGHARI, H.; TABARI, H.; TALAEI, P. H. River flow trends in the west of Iran during the past 40 years: Impact of precipitation variability. **Global and Planetary Change**, v. 101, p. 52–60, 2013. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.gloplacha.2012.12.003>>. .
- ALLEN, R. G.; PEREIRA, L. S.; RAES, D.; SMITH, M. Crop evapotranspiration - Guidelines for computing crop water requirements. **FAO Irrigation and drainage paper**, v. 56, p. 15, 1998.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; DE MORAES GONÇALVES, J. L.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013.
- ANA. Agência Nacional de Águas. Disponível em: <<https://www.ana.gov.br>>. Acesso em: 1/8/2019.
- ARNELL, N. W.; GOSLING, S. N. The impacts of climate change on river flow regimes at the global scale. **Journal of Hydrology**, v. 486, p. 351–364, 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.02.010>>. .
- AUGER, I. E.; LAWRENCE, C. E. Algorithms for the optimal identification of segment neighborhoods. **Bulletin of Mathematical Biology**, v. 51, n. 1, p. 39–54, 1989. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/BF02458835>>. .
- BACANLI, Ü. G. Trend analysis of precipitation and drought in the Aegean region, Turkey. **Meteorological Applications**, v. 24, n. 2, p. 239–249, 2017. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/met.1622>>. .
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. , v. 66, n. 1, p. 47–78, 1998.
- BARKER, L. J.; HANNAFORD, J.; CHIVERTON, A.; SVENSSON, C. From meteorological to hydrological drought using standardised indicators. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 20, n. 6, p. 2483–2505, 2016.
- BARUA, S.; PERERA, B. J. C.; NG, A. W. M.; TRAN, D. Drought forecasting using an aggregated drought index and artificial neural network. **Journal of Water and Climate Change**, v. 1, n. 3, p. 193–206, 2010. Disponível em: <<https://iwaponline.com/jwcc/article/1/3/193/3530/Drought-forecasting-using-an-aggregated-drought>>. .
- BASISTHA, A.; ARYA, D. S.; GOEL, N. K. Analysis of historical changes in rainfall in the Indian Himalayas. **International Journal of Climatology**, v. 29, n. 4, p. 555–572, 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1002/joc.1861>>. .
- BAYAZIT, M. Nonstationarity of Hydrological Records and Recent Trends in Trend Analysis: A State-of-the-art Review. **Environmental Processes**, v. 2, n. 3, p. 527–542, 2015.

BAYISSA, Y. A.; MOGES, S. A.; XUAN, Y.; et al. Spatio-temporal assessment of meteorological drought under the influence of varying record length: the case of Upper Blue Nile Basin, Ethiopia. **Hydrological Sciences Journal**, v. 60, n. 11, p. 1–16, 2015. Taylor & Francis. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1080/02626667.2015.1032291>>. .

BAYISSA, Y.; MASKEY, S.; TADESSE, T.; et al. Comparison of the Performance of Six Drought Indices in Characterizing Historical Drought for the Upper Blue Nile Basin, Ethiopia. **Geosciences**, v. 8, n. 3, p. 81, 2018.

BERGMAN, K. H.; SABOL, P.; MISKUS, D. Experimental indices for monitoring global drought conditions. 13th Annual Climate Diagnostics Workshop. **Anais...** . p.190–197, 1988. Washington, D.C.: Climate Analysis Center.

BHALME, H. N.; MOOLEY, D. A. Large-Scale Droughts/Floods and Monsoon Circulation. **Monthly Weather Review**, v. 108, n. 8, p. 1197–1211, 1980. Disponível em: <<http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/1520-0493%281980%29108%3C1197%3ALSDAMC%3E2.0.CO%3B2>>. .

BHUIYAN, C. Various Drought Indices For Monitoring Drought Condition In Aravalli Terrain Of India. XXth International Society for Photogrammetry and Remote Sensing Conference. **Anais...** . p.6, 2004. International Society for Photogrammetry and Remote Sensing.

BORMANN, H.; PINTER, N. Trends in low flows of German rivers since 1950: Comparability of different low-flow indicators and their spatial patterns. **River Research and Applications**, v. 33, n. 7, p. 1191–1204, 2017.

TEN BROEK, J.; TEULING, A. J.; VAN LOON, A. F. **Comparison of Drought Indices for the Province of Gelderland, the Netherlands**. Wageningen, Netherlands, 2014.

BROWN, J. F.; WARDLOW, B. D.; TADESSE, T.; HAYES, M. J.; REED, B. C. The Vegetation Drought Response Index (VegDRI): A new integrated approach for monitoring drought stress in vegetation. **GIScience and Remote Sensing**, v. 45, n. 1, p. 16–46, 2008.

BYAKATONDA, J.; PARIDA, B. P.; MOALAFHI, D. B.; KENABATHO, P. K. Analysis of long term drought severity characteristics and trends across semiarid Botswana using two drought indices. **Atmospheric Research**, v. 213, n. May, p. 492–508, 2018. Elsevier. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2018.07.002>>. .

BYUN, H. R.; WILHITE, D. A. Daily quantification of drought severity and duration. **Journal of Climate**, v. 5, p. 1181–1201, 1996.

CHANDRASEKAR, K.; SESA SAI, M. V. R.; ROY, P. S.; DWEVEDI, R. S. Land Surface Water Index (LSWI) response to rainfall and NDVI using the MODIS vegetation index product. **International Journal of Remote Sensing**, v. 31, n. 15, p. 3987–4005, 2010.

CHOAT, B.; JANSEN, S.; BRODRIBB, T. J.; et al. Global convergence in the vulnerability of forests to drought. **Nature**, v. 491, n. 7426, p. 752–5, 2012. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/23172141>>. .

DAS, P. K.; DUTTA, D.; SHARMA, J. R.; DADHWAL, V. K. Trends and behaviour of meteorological drought (1901-2008) over Indian region using standardized precipitation-evapotranspiration index. **International Journal of Climatology**, v. 36, n. 2, p. 909–916, 2016.

DETZEL, D. H. M.; MINE, M. R. M. Trends in Hydrological Series: Methods and Application. In: Lehfeldt; Kopmann (Orgs.); 11th International Conference on Hydrosience & Engineering. **Anais...** . p.765–772, 2014. Hamburg, Germany: Bundesanstalt für Wasserbau.

DOORENBOS, J.; PRUITT, W. O. Guidelines for predicting crop water requirements. **FAO Irrigation and drainage paper**, v. 24, p. 154, 1977.

ESLAMIAN, S.; SINGH, V. P.; OSTAD-ALI-ASKARI, K.; DALEZIOS, N. R. A review of drought indices. **International Journal of Constructive Research in Civil Engineering**, v. 3, n. 4, p. 48–66, 2017.

FREITAS, M. J. C. C.; KAETSU, P. T. A gestão dos recursos hídricos e da estiagem no Oeste Catarinense: contribuição para uma análise sistêmica complexa. **Labor & Engenho**, v. 9, n. 4, p. 34–50, 2015.

FU, G.; CHEN, S.; LIU, C.; SHEPARD, D. Hydro-Climatic Trends of the Yellow River Basin for the Last 50 Years. **Climatic Change**, v. 65, n. 1/2, p. 149–178, 2004. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1023/B:CLIM.0000037491.95395.bb>>. .

GEDNEY, N.; COX, P. M.; BETTS, R. A.; et al. Detection of a direct carbon dioxide effect in continental river runoff records. **Nature**, v. 439, n. 7078, p. 835–838, 2006.

GIBBS, W. J.; MAHER, J. V. **Rainfall deciles as drought indicators**. Melbourne: Bureau of Meteorology, 1967.

GIUNTOLI, I.; RENARD, B.; VIDAL, J. P.; BARD, A. Low flows in France and their relationship to large-scale climate indices. **Journal of Hydrology**, v. 482, p. 105–118, 2013. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.12.038>>. .

GUSYEV, M. A.; HASEGAWA, A.; MAGOME, J.; et al. Drought assessment in the Pampanga River basin, the Philippines – Part 1: Characterizing a role of dams in historical droughts with standardized indices. 21st International Congress on Modelling and Simulation. **Anais...** . p.1586–1592, 2015. Gold Coast, Australia. Disponível em: <www.mssanz.org.au/modsim2015>. .

HADDAD, K.; RAHMAN, A.; GREEN, J. Design rainfall estimation in Australia: A case study using L moments and Generalized Least Squares Regression. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 25, n. 6, p. 815–825, 2011.

HAJANI, E.; RAHMAN, A. Characterizing changes in rainfall: A case study for New South Wales, Australia. **International Journal of Climatology**, v. 38, n. 3, p. 1452–1462, 2018.

HAMED, K. H. Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. **Journal of Hydrology**, v. 349, n. 3–4, p. 350–363, 2008.

HAMED, K. H.; RAO, A. R. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. **Journal of Hydrology**, v. 204, n. 1–4, p. 182–196, 1998. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S002216949700125X>>. .

HANNAFORD, J.; BUYS, G. Trends in seasonal river flow regimes in the UK. **Journal of Hydrology**, v. 475, p. 158–174, 2012. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.09.044>>. .

HAO, Z.; AGHAKOUCHAK, A.; NAKHJIRI, N.; FARAHMAND, A. Global integrated drought monitoring and prediction system. **Scientific data**, v. 1, p. 140001, 2014.

HARGREAVES, G. H.; SAMANI, Z. A. Estimating potential evapotranspiration. **Journal of Irrigation and Drainage Division**, v. 108, n. 3, p. 225–230, 1982.

HAYES, M.; SVOBODA, M.; WALL, N.; WIDHALM, M. The Lincoln Declaration on Drought Indices: Universal Meteorological Drought Index Recommended. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 92, n. 4, p. 485–488, 2011.

HIRSCH, R. M.; ALEXANDER, R. B.; SMITH, R. A. Selection of methods for the detection and estimation of trends in water quality. **Water Resources Research**, v. 27, n. 5, p. 803–813, 1991. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/91WR00259>>. .

HIRSCH, R. M.; SLACK, J. R.; SMITH, R. A. Techniques of trend detection for monthly water quality data. **Water Resources Research**, v. 18, n. 1, p. 107–121, 1982.

HÖRMANN, G.; HORN, A.; FOHRER, N. The evaluation of land-use options in mesoscale catchments: Prospects and limitations of eco-hydrological models. **Ecological Modelling**, v. 187, n. 1 SPEC. ISS., p. 3–14, 2005.

HSIANG, S. M.; BURKE, M.; MIGUEL, E. Quantifying the influence of climate on human conflict. **Science**, v. 341, n. 6151, 2013.

HUANG, S.; HUANG, Q.; CHANG, J.; LENG, G.; XING, L. The response of agricultural drought to meteorological drought and the influencing factors: A case study in the Wei River Basin, China. **Agricultural Water Management**, v. 159, p. 45–54, 2015. Elsevier B.V. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378377415300147>>. .

HUETE, A.; DIDAN, K.; MIURA, T.; et al. MODIS_MOD13_NDVI_referenc. **Remote Sensing of Environment**, v. 83, n. 1, p. 195–213, 2002.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 8/2/2019.

IPCC. Hydrology and water resources. In: N. Arnell; C. Liu; A. Becker; J. Zhang (Orgs.); **Third assessment report: impacts, apadtation and vulnerability**. p.191–234, 2001. Cambridge: Cambridge University Press. Disponível em: <<http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=QSoJDcRvRXQC&oi=fnd&pg=PA191&dq=Hydrology+and+Water+Resources&ots=dT0pqL84dV&sig=PUwhRyXdRXH8X0Lqyx1WlfHOQjg>>. .

IPCC. Climate Change 2013 - The Physical Science Basis. In: T. F. Stocker; D. Qin; G. K. Plattner; et al. (Orgs.); **Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. p.119–158, 2013. Cambridge: Cambridge University Press. Disponível em: <<http://ebooks.cambridge.org/ref/id/CBO9781107415324>>. .

IPCC. Climate Change 2014: Impacts, Adaptation and Vulnerability. In: V. R. Barros; C. B. Field; D. J. Dokken; M. D. Mastrandrea; K. J. Mach (Orgs.); **Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**. p.688, 2014. Cambridge: Cambridge University Press. Disponível em: <<http://ebooks.cambridge.org/ref/id/CBO9781107415386>>. .

ISHAK, E. H.; RAHMAN, A.; WESTRA, S.; SHARMA, A.; KUCZERA, G. Evaluating the non-stationarity of Australian annual maximum flood. **Journal of Hydrology**, v. 494, p. 134–145, 2013. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.04.021>>. .

JAIN, V. K.; PANDEY, R. P.; JAIN, M. K.; BYUN, H. R. Comparison of drought indices for appraisal of drought characteristics in the Ken River Basin. **Weather and Climate Extremes**, v. 8, p. 1–11, 2015. Elsevier. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.wace.2015.05.002>>. .

JAKOB, D. Nonstationarity in Extremes and Engineering Design. In: A. AghaKouchak; D. Easterling; K. Hsu; S. Schubert; S. Sorooshian (Orgs.); . p.363–417, 2013. Dordrecht: Springer Netherlands. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_13>. .

JIANG, S.; REN, L.; YONG, B.; et al. Quantifying the effects of climate variability and human activities on runoff from the Laohahe basin in northern China using three different methods. **Hydrological Processes**, v. 25, n. 16, p. 2492–2505, 2011. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/hyp.8002>>. .

JIANG, T.; SU, B.; HARTMANN, H. Temporal and spatial trends of precipitation and river flow in the Yangtze River Basin, 1961–2000. **Geomorphology**, v. 85, n. 3–4, p. 143–154, 2007.

JOSEPH, J. F.; ERNEST FALCON, H.; SHARIF, H. O. Hydrologic trends and correlations in South Texas river basins: 1950–2009. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 18, n. 12, p. 1653–1662, 2013.

JULIANI, B. H. T.; OKAWA, C. M. P. Application of a Standardized Precipitation Index for Meteorological Drought Analysis of the Semi-Arid Climate Influence in Minas Gerais, Brazil. **Hydrology**, v. 4, n. 26, p. 14, 2017. Disponível em: <<http://www.mdpi.com/2306-5338/4/2/26>>. .

KAM, J.; SHEFFIELD, J. Changes in the low flow regime over the eastern United States (1962–2011): variability, trends, and attributions. **Climatic Change**, v. 135, n. 3–4, p. 639–653, 2016.

KATCHELE, O. F.; MA, Z.-G.; YANG, Q.; BATEBANA, K. Comparison of trends and frequencies of drought in central North China and sub-Saharan Africa from 1901 to 2010. **Atmospheric and Oceanic Science Letters**, v. 10, n. 6, p. 418–426, 2017.

Taylor & Francis. Disponível em: <<http://doi.org/10.1080/16742834.2017.1392825>>. .

KAZEMZADEH, M.; MALEKIAN, A. Changeability evaluation of hydro-climate variables in Western Caspian Sea region, Iran. **Environmental Earth Sciences**, v. 77, n. 120, p. 12, 2018. Springer Berlin Heidelberg. Disponível em: <<https://doi.org/10.1007/s12665-018-7305-x>>. .

KEETCH, J. J.; BYRAM, G. M. A Drought Index for Forest Fire Control. **Research Paper**, v. E-38. Ashe, p. 35, 1968. Disponível em: <<http://www.treesearch.fs.fed.us/pubs/40>>. .

KENDALL, M. G. **Rank correlation measures**. London: Charles Griffin, 1975.

KEYANTASH, J. A.; DRACUP, J. A. An aggregate drought index: Assessing drought severity based on fluctuations in the hydrologic cycle and surface water storage. **Water Resources Research**, v. 40, n. 9, p. 1–14, 2004. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/2003WR002610>>. .

KHAN, M. Z. K.; SHARMA, A.; MEHROTRA, R.; SCHEPEN, A.; WANT, Q. J. Water Resources Research. **Journal of the American Water Resources Association**, v. 51, p. 3370–3383, 2015.

KILLICK, R.; ECKLEY, I. changepoint: An R Package for Changepoint Analysis. **Journal of Statistical Software**, v. 58, n. 3, 2014.

KNOX, J. C. Sensitivity of modern and Holocene floods to climate change. **Quaternary Science Reviews**, v. 19, n. 1–5, p. 439–457, 2000.

KOGAN, F. N. Application of vegetation index and brightness temperature for drought detection. **Advances in Space Research**, v. 15, n. 11, p. 91–100, 1995.

KOUTSOYIANNIS, D. Nonstationarity versus scaling in hydrology. **Journal of Hydrology**, v. 324, n. 1–4, p. 239–254, 2006.

KRAUS, E. B. Subtropical Droughts and Cross-Equatorial Energy Transports. **Monthly Weather Review**, 1977.

KUMAR, V.; JAIN, S. K.; SINGH, Y. Analysis of long-term rainfall trends in India. **Hydrological Sciences Journal**, v. 55, n. 4, p. 484–496, 2010. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02626667.2010.481373>>. .

KUNDZEWICZ, Z. W.; ROBSON, A. J. Change detection in hydrological records - A review of the methodology. **Hydrological Sciences Journal**, v. 49, n. 1, p. 7–20, 2004.

LAAHA, G.; PARAJKA, J.; VIGLIONE, A.; et al. A three-pillar approach to assessing climate impacts on low flows. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 20, n. 9, p. 3967–3985, 2016.

LABAT, D.; GODDÉRIS, Y.; PROBST, J. L.; GUYOT, J. L. Evidence for global runoff increase related to climate warming. **Advances in Water Resources**, v. 27, n. 6, p. 631–642, 2004.

VAN LANEN, H. A. J.; WANDERS, N.; TALLAKSEN, L. M.; VAN LOON, A. F. Hydrological drought across the world: impact of climate and physical catchment structure. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 17, n. 5, p. 1715–1732, 2013. Disponível em: <<https://www.hydrol-earth-syst-sci.net/17/1715/2013/>>. .

LESK, C.; ROWHANI, P.; RAMANKUTTY, N. Influence of extreme weather disasters on global crop production. **Nature**, v. 529, n. 7584, p. 84–87, 2016. Nature Publishing Group. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1038/nature16467>>. .

LETTENMAIER, D. P.; WOOD, E. F.; WALLIS, J. R. Hydro-Climatological Trends in the Continental United States, 1948–88. **Journal of Climate**, v. 7, n. 4, p. 586–607, 1994. American Meteorological Society. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/26197880>>. .

LIANG, L.; LI, L.; LIU, Q. Precipitation variability in Northeast China from 1961 to 2008. **Journal of Hydrology**, v. 404, n. 1–2, p. 67–76, 2011. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.04.020>>. .

LIU, Q.; YANG, Z.; CUI, B.; SUN, T. Temporal trends of hydro-climatic variables and runoff response to climatic variability and vegetation changes in the Yiluo River basin, China. **Hydrological Processes**, v. 23, n. 21, p. 3030–3039, 2009. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/hyp.7414>>. .

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, v. 65, n. 2, p. 297, 1978. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2335207?origin=crossref>>. .

VAN LOON, A. F.; LAAHA, G. Hydrological drought severity explained by climate and catchment characteristics. **Journal of Hydrology**, v. 526, p. 3–14, 2015. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.10.059>>. .

VAN LOON, A. F.; TIJDEMAN, E.; WANDERS, N.; et al. How climate seasonality modifies drought duration and deficit. **Journal of Geophysical Research: Atmospheres**, v. 119, p. 4640–4656, 2014.

LORENZO-LACRUZ, J.; VICENTE-SERRANO, S. M.; GONZÁLEZ-HIDALGO, J. C.; LÓPEZ-MORENO, J. I.; CORTESI, N. Hydrological drought response to meteorological drought in the Iberian Peninsula. **Climate Research**, v. 58, n. 2, p. 117–131, 2013.

LYON, B. The strength of El Niño and the spatial extent of tropical drought. **Geophysical Research Letters**, v. 31, n. 21, p. 1–4, 2004.

MA, H.; YANG, D.; TAN, S. K.; GAO, B.; HU, Q. Impact of climate variability and human activity on streamflow decrease in the Miyun Reservoir catchment. **Journal of Hydrology**, v. 389, n. 3–4, p. 317–324, 2010. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.06.010>>. .

MANIKANDAN, M.; TAMILMANI, D. Assessing hydrological drought characteristics: A case study in a sub basin of Tamil Nadu, India [2015]. **Agricultural Engineering**, v. 40, n. 1, p. 72–83, 2015.

MANN, H. B. Nonparametric Tests Against Trend. **Econometrica**, v. 13, n. 3, p. 245–259, 1945.

DE MARTONNE, E. L ' indice d ' aridité. **La Meteorologie**, v. 2, p. 3–5, 1926.

MCKEE, T. B.; DOESKEN, N. J.; KLEIST, J. The Relationship of Drought Frequency and Duration to Time Scales. Eighth Conference on Applied Climatology. **Anais...** . p.179–184, 1993. Anaheim: American Meteorological Society.

MELILLO, J. M.; RICHMOND, T.; YOHE, G. W. **Climate Change Impacts in the United States**. 2014.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; et al. Climate change: Stationarity is dead: Whither water management? **Science**, v. 319, n. 5863, p. 573–574, 2008.

MILLY, P. C. D.; BETANCOURT, J.; FALKENMARK, M.; et al. On Critiques of “Stationarity is Dead: Whither Water Management?” **Water Resources Research**, v. 51, n. 9, p. 7785–7789, 2015. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/2015WR017408>>. .

MILLY, P. C. D.; DUNNE, K. A.; VECCHIA, A. V. Global pattern of trends in streamflow and water availability in a changing climate. **Nature**, v. 438, n. 7066, p. 347–350, 2005.

MISHRA, A. K.; SINGH, V. P. A review of drought concepts. **Journal of Hydrology**, v. 391, n. 1–2, p. 202–216, 2010. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.07.012>>. .

MODARRES, R. Streamflow drought time series forecasting. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 21, n. 3, p. 223–233, 2007.

MONTGOMERY, D. C. **Introduction to Statistical Quality Control**. Wiley, 2009.

MYRONIDIS, D.; FOTAKIS, D.; IOANNOU, K.; SGOUROPOULOU, K. Comparison of ten notable meteorological drought indices on tracking the effect of drought on streamflow. **Hydrological Sciences Journal**, v. 63, n. 15–16, p. 2005–2019, 2018. Taylor & Francis. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1554285>>.

NAGHETTINI, M.; PINTO, É. J. DE A. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007.

NALBANTIS, I.; TSAKIRIS, G. Assessment of Hydrological Drought Revisited. **Water Resources Management**, v. 23, n. 5, p. 881–897, 2009. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11269-008-9305-1>>. .

NARASIMHAN, B.; SRINIVASAN, R. Development and evaluation of Soil Moisture Deficit Index (SMDI) and Evapotranspiration Deficit Index (ETDI) for agricultural drought monitoring. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 133, n. 1–4, p. 69–88, 2005.

NILSSON, C.; REIDY, C. A.; DYNESIUS, M.; REVENGA, C. Fragmentation and Flow

Regulation of the World's Large River Systems. **Science**, v. 308, n. 5720, p. 405 LP – 408, 2005. Disponível em: <<http://science.sciencemag.org/content/308/5720/405.abstract>>. .

OKPARA, J. N.; TARHULE, A. Evaluation of Drought Indices in the Niger Basin, West Africa1. **Journal of Geography and Earth Sciences**, v. 3, n. 2, p. 1–32, 2015. Disponível em: <<http://jgesnet.com/vol-3-no-2-december-2015-abstract-1-jges>>. .

OZKAYA, A.; ZERBERG, Y. A 40-Year Analysis of the Hydrological Drought Index for the Tigris Basin, Turkey. **Water**, v. 11, n. 657, p. 15, 2019. Disponível em: <<https://www.mdpi.com/2073-4441/11/4/657>>. .

PAGE, E. S. Continuous Inspection Schemes. **Biometrika**, v. 41, n. 1/2, p. 100, 1954. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2333009?origin=crossref>>. .

PAGE, E. S. Cumulative Sum Charts. **Technometrics**, v. 3, n. 1, p. 1, 1961. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1266472?origin=crossref>>. .

PALMER, W. C. **Meteorological Drought**. Washington, D.C.: U.S. Weather Bureau, 1965.

PALMER, W. C. Keeping Track of Crop Moisture Conditions, Nationwide: The New Crop Moisture Index. **Weatherwise**, v. 21, n. 4, p. 156–161, 1968.

PATHAK, A. A.; CHANNAVEERAPPA; DODAMANI, B. M. Comparison of two hydrological drought indices. **Perspectives in Science**, v. 8, p. 626–628, 2016. Elsevier GmbH. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.pisc.2016.06.039>>. .

PETTITT. A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem Published by : Wiley for the Royal Statistical Society Stable URL : <http://www.jstor.org/stable/2346729>
A Non-parametric Approach to the Change-point Problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126–135, 1979.

PIYOOSH, A. K.; GHOSH, S. K. Effect of autocorrelation on temporal trends in rainfall in a valley region at the foothills of Indian Himalayas. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 31, n. 8, p. 2075–2096, 2017. Springer Berlin Heidelberg. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s00477-016-1347-y>>. .

POSHTIRI, M. P.; PAL, I. Patterns of hydrological drought indicators in major U.S. River basins. **Climatic Change**, v. 134, n. 4, p. 549–563, 2016.

POTTER, K. W. Evidence for nonstationarity as a physical explanation of the Hurst Phenomenon. **Water Resources Research**, v. 12, n. 5, p. 1047–1052, 1976. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1029/WR012i005p01047>>. .

PRUDHOMME, C.; YOUNG, A.; WATTS, G.; et al. The drying up of Britain? A national estimate of changes in seasonal river flows from 11 Regional Climate Model simulations. **Hydrological Processes**, v. 26, n. 7, p. 1115–1118, 2012. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/hyp.8434>>. .

RADZIEJEWSKI, M.; KUNDZEWICZ, Z. W. Detectability of changes in hydrological records / Possibilité de détecter les changements dans les chroniques hydrologiques.

Hydrological Sciences Journal, v. 49, n. 1, p. 39–51, 2004. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1623/hysj.49.1.39.54002>>. .

RAHMAT, S. N.; JAYASURIYA, N.; BHUIYAN, M. Assessing droughts using meteorological drought indices in Victoria, Australia. **Hydrology Research**, v. 46, n. 3, p. 463–476, 2015. Disponível em: <<https://iwaponline.com/hr/article/46/3/463/1010/Assessing-droughts-using-meteorological-drought>>. .

RAMAZANIPOUR, M.; ROSHANI, M. Test and trend analysis of precipitation and discharge in the north of Iran (case study: Polroud basin). **World Applied Sciences Journal**, v. 14, n. 9, p. 1286–1290, 2011.

RODELL, M.; HOUSER, P. R.; JAMBOR, U.; et al. The Global Land Data Assimilation System. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 85, n. 3, p. 381–394, 2004. Disponível em: <<http://journals.ametsoc.org/doi/10.1175/BAMS-85-3-381>>. .

SADRI, S.; KAM, J.; SHEFFIELD, J. Nonstationarity of low flows and their timing in the eastern United States. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 20, n. 2, p. 633–649, 2016.

SANTOS, C. A. DOS; LIMA, A. M. M. DE; FARIAS, M. H. C. S.; AIRES, U. R. V.; SERRÃO, E. A. DE O. Análise Estatística Da Não Estacionariedade De Séries Temporais De Vazão Máxima Anual Diária Na Bacia Hidrográfica Do Rio Pardo. **Holos**, v. 7, p. 179, 2016. Disponível em: <<http://www2.ifrn.edu.br/ojs/index.php/HOLOS/article/view/4892>>. .

SANTOS, R. S. B. DOS. Hidrografia. **Geografia do Brasil: Região Sul**. p.111–142, 1977. Rio de Janeiro: SERGRAF - IBGE.

SEN, P. K. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. **Journal of the American Statistical Association**, v. 63, n. 324, p. 1379–1389, 1968. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1968.10480934>>. .

SEPULCRE-CANTO, G.; HORION, S.; SINGLETON, A.; CARRAO, H.; VOGT, J. Development of a Combined Drought Indicator to detect agricultural drought in Europe. **Natural Hazards and Earth System Science**, v. 12, n. 11, p. 3519–3531, 2012.

SERINALDI, F.; KILSBY, C. G. Stationarity is undead: Uncertainty dominates the distribution of extremes. **Advances in Water Resources**, v. 77, p. 17–36, 2015. Elsevier Ltd. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.advwatres.2014.12.013>>. .

SERINALDI, F.; KILSBY, C. G. The importance of prewhitening in change point analysis under persistence. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 30, n. 2, p. 763–777, 2016. Springer Berlin Heidelberg. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1007/s00477-015-1041-5>>. .

SERRA, C.; MARTÍNEZ, M. D.; LANA, X.; BURGUEÑO, A. European dry spell regimes (1951-2000): Clustering process and time trends. **Atmospheric Research**, v. 144, p. 151–174, 2014. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.atmosres.2013.05.022>>. .

SHAFER, B. A.; DEZMAN, L. E. Development of a surface water supply index (SWSI) to assess the severity of drought conditions in snowpack runoff areas. 50th Annual Western Snow Conference. **Anais...** . p.164–175, 1982. Reno, Nevada: Western Snow Conference.

SHARMA, T. C.; PANU, U. S. Analytical procedures for weekly hydrological droughts: a case of Canadian rivers. **Hydrological Sciences Journal**, v. 55, n. 1, p. 79–92, 2010.

SHUKLA, S.; WOOD, A. W. Use of a standardized runoff index for characterizing hydrologic drought. **Geophysical Research Letters**, v. 35, n. 2, p. 1–7, 2008.

SIEGEL, S. **Nonparametric statistics for the behavioral sciences**. New York: McGraw-Hill, 1956.

SIVAPALAN, M.; BLÖSCHL, G.; ZHANG, L.; VERTESSY, R. Downward approach to hydrological prediction. **Hydrological Processes**, v. 17, n. 11, p. 2101–2111, 2003.

STAHL, K.; HISDAL, H.; HANNAFORD, J.; et al. Streamflow trends in Europe: evidence from a dataset of near-natural catchments. **Hydrology and Earth System Sciences**, v. 14, n. 12, p. 2367–2382, 2010. Disponível em: <<http://www.hydrol-earth-syst-sci.net/14/2367/2010/>>. .

STAUDINGER, M.; STAHL, K.; SEIBERT, J. A drought index accounting for snow. **Water Resources Research**, v. 50, n. 10, p. 7861–7872, 2014. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1002/2013WR015143>>. .

VON STORCH, H. Misuses of Statistical Analysis in Climate Research BT - Analysis of Climate Variability. In: H. von Storch; A. Navarra (Orgs.); . p.11–26, 1999. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

TABARI, H.; TALAEE, P. H. Recent trends of mean maximum and minimum air temperatures in the western half of Iran. **Meteorology and Atmospheric Physics**, v. 111, n. 3–4, p. 121–131, 2011. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s00703-011-0125-0>>. .

TALLAKSEN, L.; LANEN, H. A. J. VAN. **Hydrological drought. Processes and estimation methods for streamflow and groundwater**. 73, , : Elsevier, 2004.

TAN, X.; GAN, T. Y.; SHAO, D. Effects of persistence and large-scale climate anomalies on trends and change points in extreme precipitation of Canada. **Journal of Hydrology**, v. 550, p. 453–465, 2017. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.05.028>>. .

TEEGAVARAPU, R. S. V.; GOLY, A.; OBEYSEKERA, J. Influences of Atlantic multidecadal oscillation phases on spatial and temporal variability of regional precipitation extremes. **Journal of Hydrology**, v. 495, p. 74–93, 2013. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.05.003>>. .

TEEGAVARAPU, R. S. V.; NAYAK, A. Evaluation of long-term trends in extreme precipitation: Implications of in-filled historical data use for analysis. **Journal of Hydrology**, v. 550, p. 616–634, 2017. Elsevier B.V. Disponível em:

<<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.05.030>>. .

THEIL, H. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis. **A Mathematical Sciences**, v. 53, p. 386–392, 1950.

THOM, H. C. S. A NOTE ON THE GAMMA DISTRIBUTION. **Monthly Weather Review**, v. 86, n. 4, p. 117–122, 1958. Disponível em: <<http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/1520-0493%281958%29086%3C0117%3AANOTGD%3E2.0.CO%3B2>>. .

THORNTHWAITE, C. W. An Approach toward a Rational Classification of Climate. **Geographical Review**, v. 38, n. 1, p. 55–94, 1948. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/210739>>. .

TIGKAS, D.; VANGELIS, H.; TSAKIRIS, G. DrinC: a software for drought analysis based on drought indices. **Earth Science Informatics**, v. 8, n. 3, p. 697–709, 2015.

TRNKA, M.; BALEK, J.; ŠTĚPÁNEK, P.; et al. Drought trends over part of Central Europe between 1961 and 2014. **Climate Research**, v. 70, n. 2, p. 143–160, 2016. Disponível em: <<http://www.int-res.com/abstracts/cr/v70/n2-3/p143-160/>>. .

TSAKIRIS, G.; VANGELIS, H. Establishing a drought index incorporating evapotranspiration. **European Water**, v. 9, n. 10, p. 3–11, 2005.

TUCCI, C. E. M. **Impactos da variabilidade climática e uso do solo sobre os recursos hídricos**. Brasília, 2002.

ULIANA, EDUARDO MORGAN; SILVA, D. D. DA; ULIANA, ESTEVÃO MORGAN; RODRIGUES, B. S.; CORRÊDO, L. D. P. Análise de tendência em séries históricas de vazão e precipitação: uso de teste estatístico não paramétrico. **Ambiente e Agua - An Interdisciplinary Journal of Applied Science**, v. 10, n. 1, p. 445–458, 2015. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1980-993X2015000100082&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>. .

VAN-ROOY, M. P. A Rainfall Anomaly Index (RAI), Independent of the Time and Space. **Notos**, v. 14, p. 43–48, 1965.

VANGELIS, H.; TIGKAS, D.; TSAKIRIS, G. The effect of PET method on Reconnaissance Drought Index (RDI) calculation. **Journal of Arid Environments**, v. 88, p. 130–140, 2013. Elsevier Ltd. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jaridenv.2012.07.020>>. .

VENTURA, F.; ROSSI PISA, P.; ARDIZZONI, E. Temperature and precipitation trends in Bologna (Italy) from 1952 to 1999. **Atmospheric Research**, v. 61, n. 3, p. 203–214, 2002. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0169809501001351>>. .

VICENTE-SERRANO, S. M.; BEGUERÍA, S.; LÓPEZ-MORENO, J. I. A multiscalar drought index sensitive to global warming: The standardized precipitation evapotranspiration index. **Journal of Climate**, v. 23, n. 7, p. 1696–1718, 2010.

WADA, Y.; VAN BEEK, L. P. H.; WANDERS, N.; BIERKENS, M. F. P. Human water

consumption intensifies hydrological drought worldwide. **Environmental Research Letters**, v. 8, n. 3, 2013.

WANDERS, N.; WADA, Y.; VAN LANEN, H. A. J. Global hydrological droughts in the 21st century under a changing hydrological regime. **Earth System Dynamics**, v. 6, n. 1, p. 1–15, 2015.

WILHITE, D. A. **Drought: A Global Assessment, vol. I e II**. Routledge ed. London: Routledge, 2000.

WILHITE, D. A.; GLANTZ, M. H. Understanding the Drought Phenomenon: The Role of Definitions. **Water International**, v. 10, p. 111–120, 1985.

WILKS, D. S. **Statistical methods in the atmospheric sciences: an introduction**. San Diego: Academic Press, 1995.

WILSON, D.; HISDAL, H.; LAWRENCE, D. Has streamflow changed in the Nordic countries? - Recent trends and comparisons to hydrological projections. **Journal of Hydrology**, v. 394, n. 3–4, p. 334–346, 2010. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2010.09.010>>. .

WMO. **Drought monitoring and early warning: concepts, progress and future challenges**. Geneva, 2006.

WMO. **Guidelines on Analysis of extremes in a changing climate in support of informed decisions for adaptation**. Geneva, 2009.

WMO. **Handbook of Drought Indicators and Indices**. Geneva, 2016.

WOLI, P.; JONES, J. W.; INGRAM, K. T.; FRAISSE, C. W. Agricultural reference index for drought (ARID). **Agronomy Journal**, v. 104, n. 2, p. 287–300, 2012.

WONG, W. K.; BELDRING, S.; ENGEN-SKAUGEN, T.; HADDELAND, I.; HISDAL, H. Climate Change Effects on Spatiotemporal Patterns of Hydroclimatological Summer Droughts in Norway. **Journal of Hydrometeorology**, v. 12, n. 6, p. 1205–1220, 2011. Disponível em: <<http://journals.ametsoc.org/doi/abs/10.1175/2011JHM1357.1>>. .

WU, H.; HUBBARD, K. G.; WILHITE, D. A. An agricultural drought risk-assessment model for corn and soybeans. **International Journal of Climatology**, v. 24, n. 6, p. 723–741, 2004.

XU, Z.; LIU, Z.; FU, G.; CHEN, Y. Trends of major hydroclimatic variables in the Tarim River basin during the past 50 years. **Journal of Arid Environments**, v. 74, n. 2, p. 256–267, 2010. Elsevier Ltd. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jaridenv.2009.08.014>>. .

YANG, Y.; YANG, Z.; YIN, X.; LIU, Q. A framework for assessing flow regime alterations resulting from the effects of climate change and human disturbance. **Hydrological Sciences Journal**, v. 63, n. 3, p. 441–456, 2018. Taylor & Francis. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1430897>>. .

YAO, J.; ZHAO, Y.; YU, X. Spatial-temporal variation and impacts of drought in Xinjiang

(Northwest China) during 1961–2015. **PeerJ**, v. 6, p. e4926, 2018.

YEH, C. F.; WANG, J.; YEH, H. F.; LEE, C. H. Spatial and temporal streamflow trends in northern taiwan. **Water (Switzerland)**, v. 7, n. 2, p. 634–651, 2015.

YEH, H.-F. Using integrated meteorological and hydrological indices to assess drought characteristics in southern Taiwan. **Hydrology Research**, p. 1–14, 2019.

YOU, Q.; MIN, J.; FRAEDRICH, K.; et al. Projected trends in mean, maximum, and minimum surface temperature in China from simulations. **Global and Planetary Change**, v. 112, p. 53–63, 2014. Elsevier B.V. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.gloplacha.2013.11.006>>. .

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**, v. 259, p. 254±271, 2002.

YUE, S.; WANG, C. Y. The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series. **Water Resources Management**, v. 18, n. 3, p. 201–218, 2004.

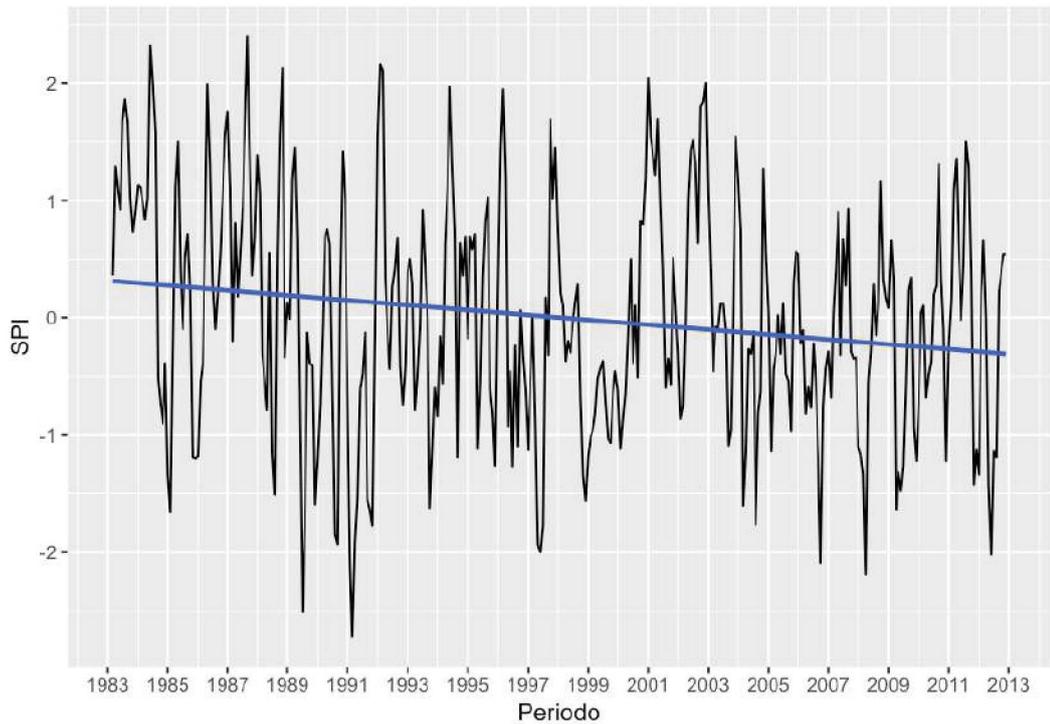
ZAMANI, R.; TABARI, H.; WILLEMS, P. Extreme streamflow drought in the Karkheh river basin (Iran): probabilistic and regional analyses. **Natural Hazards**, v. 76, n. 1, p. 327–346, 2015. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11069-014-1492-x>>. .

ZHANG, X.; DAVID HARVEY, K.; HOGG, W. D.; YUZYK, T. R. Trends in Canadian streamflow. **Water Resources Research**, v. 37, n. 4, p. 987–998, 2001.

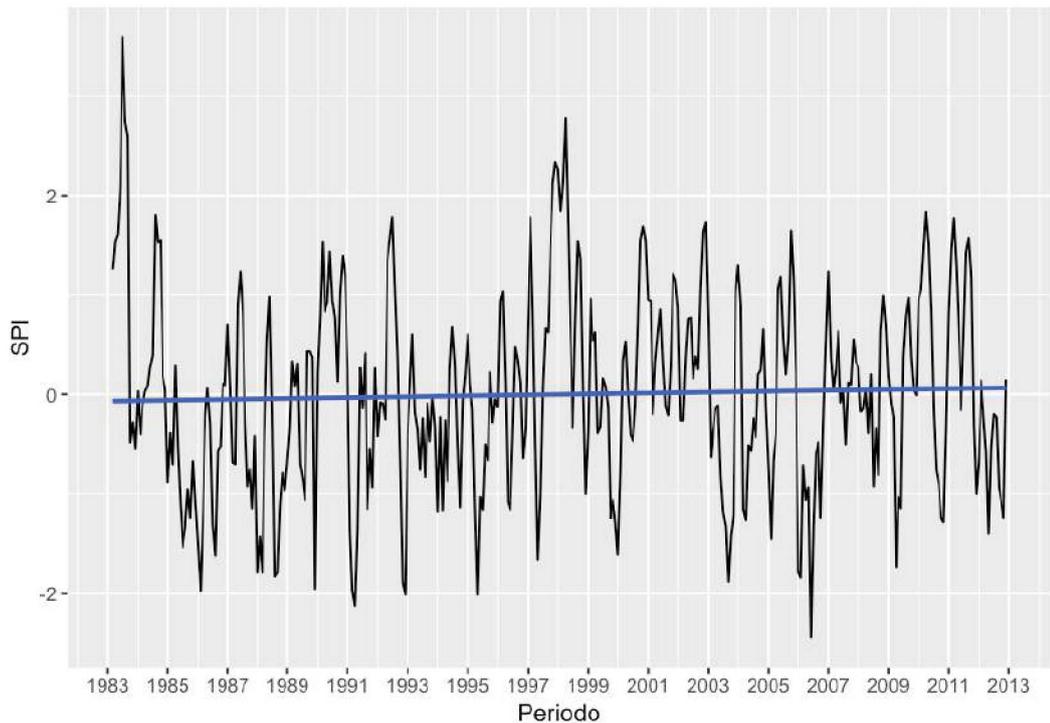
ZUFFO, A. C. O Sol, o motor das variabilidades climáticas. **Revista DAE**, v. 63, n. 198, p. 6–24, 2015.

APÊNDICE A – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO

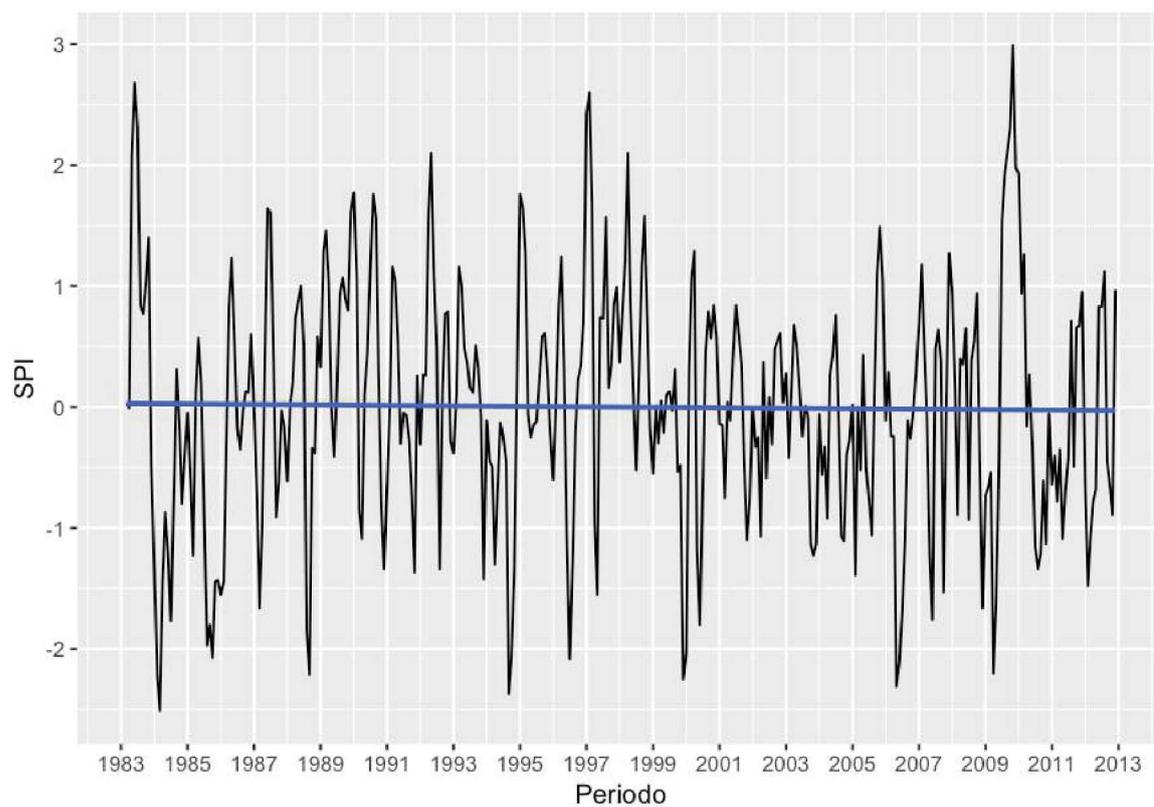
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 26: NOVA PALMIRA



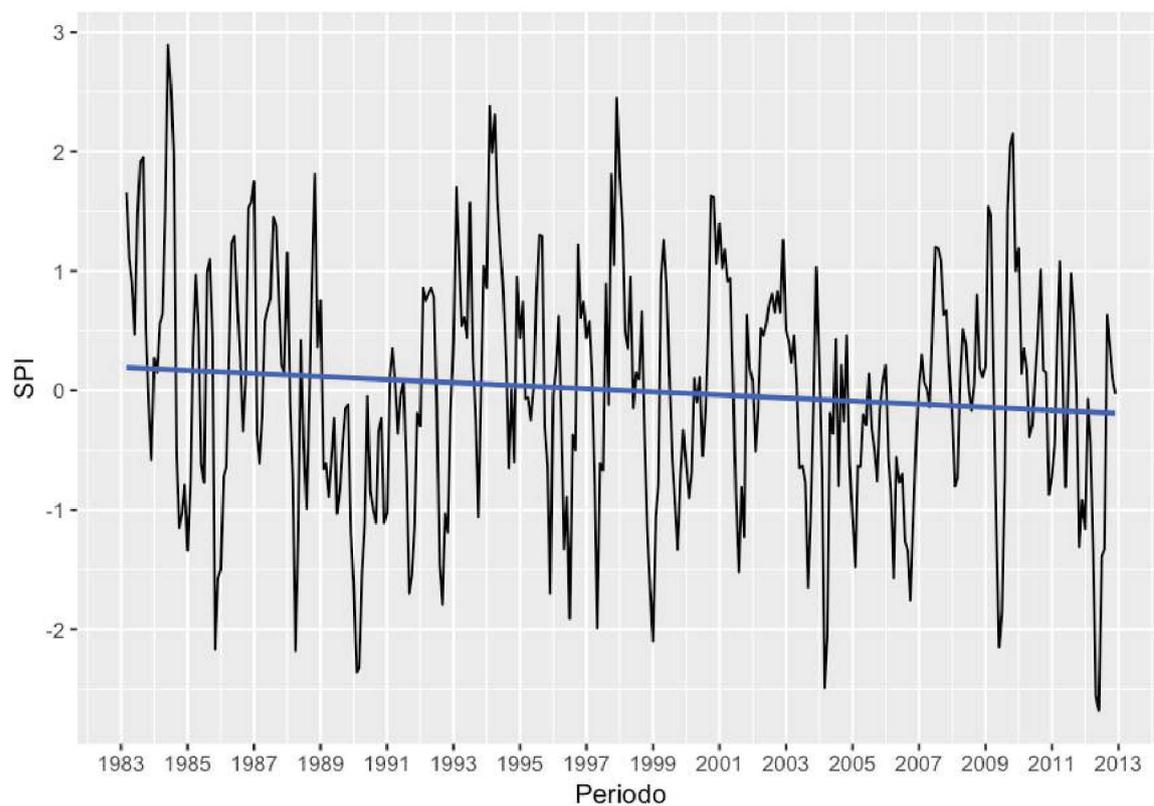
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 27: PASSO MAROMBAS



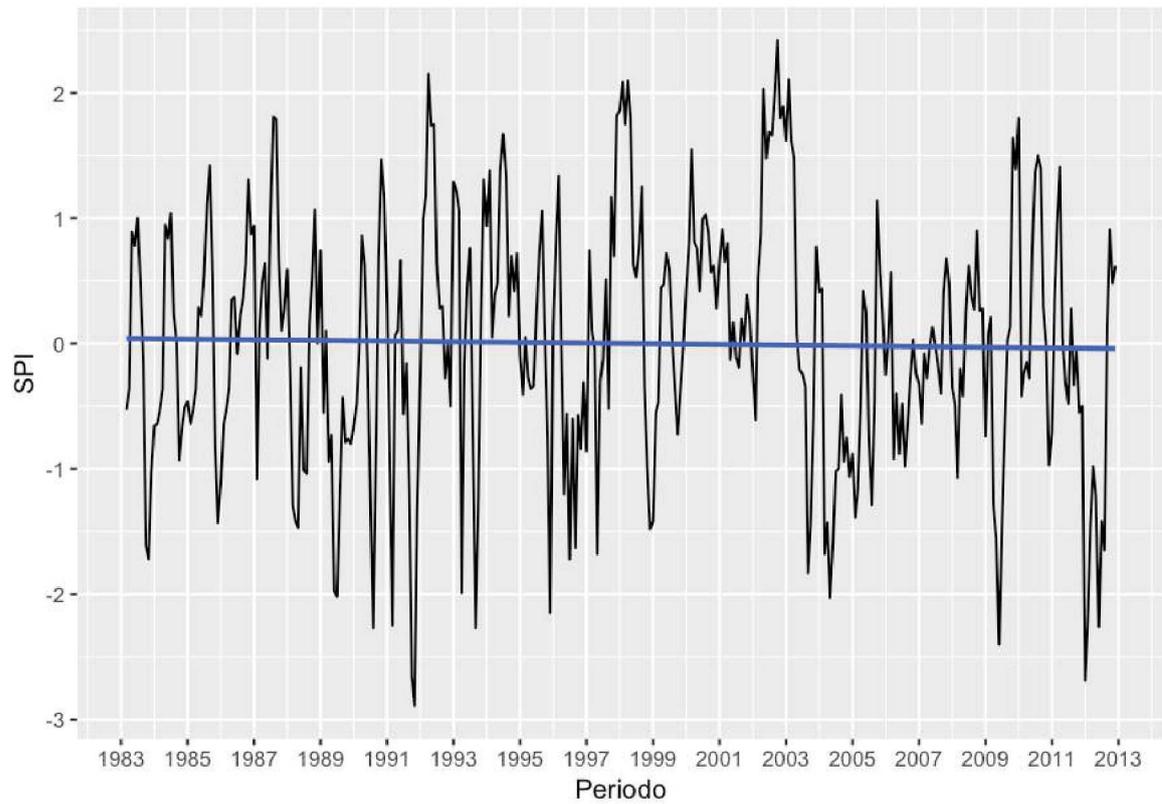
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 31: TOMAZINA



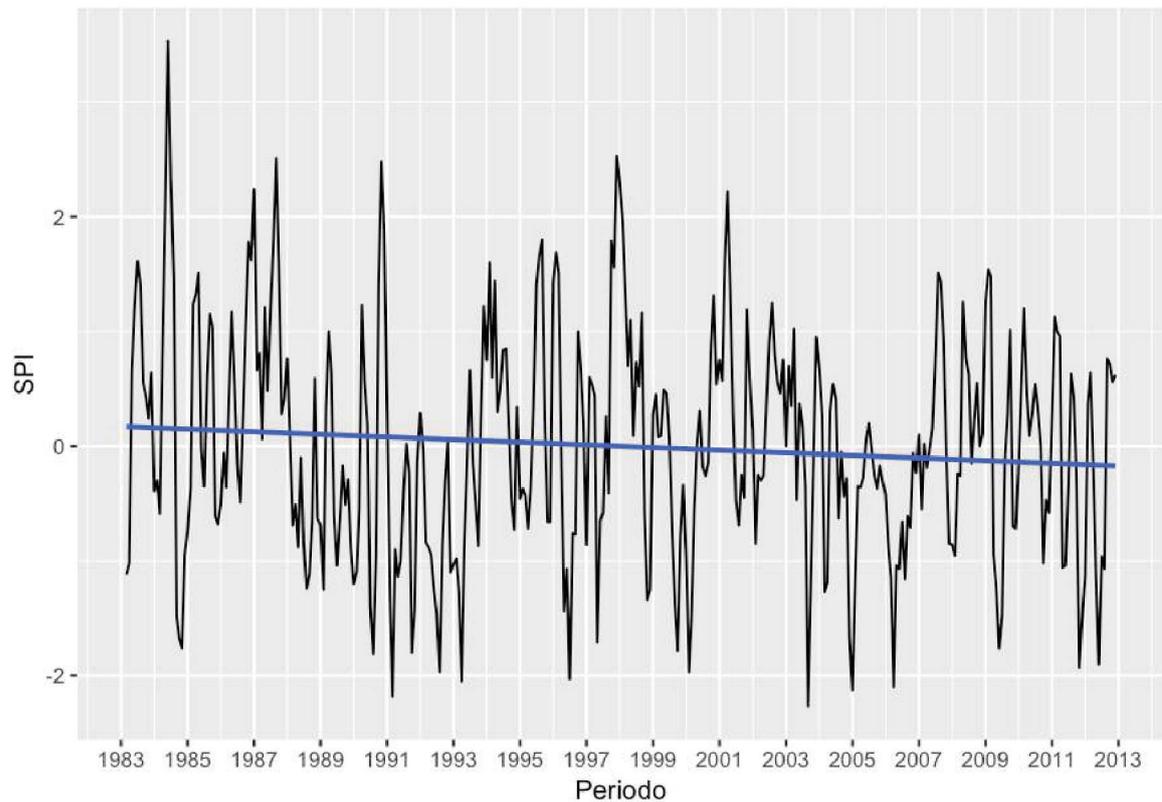
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 65: GLORINHA



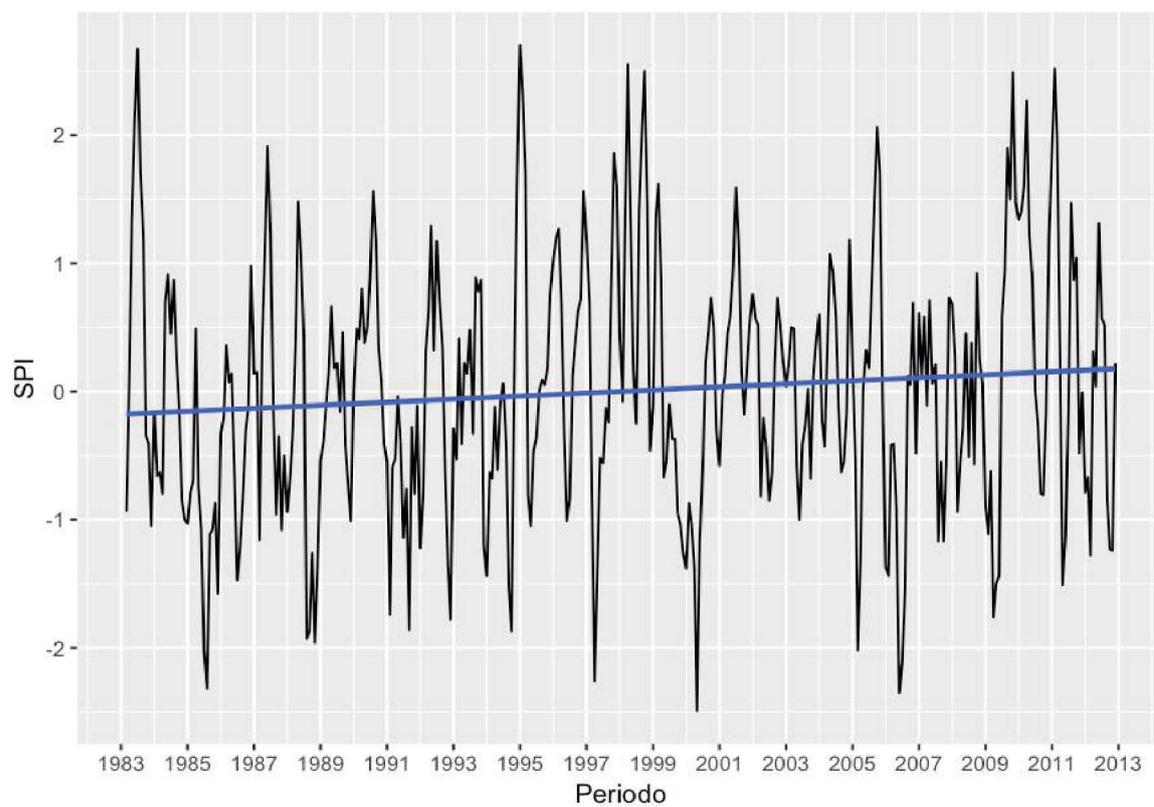
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 66: PASSO SÃO LOURENÇO



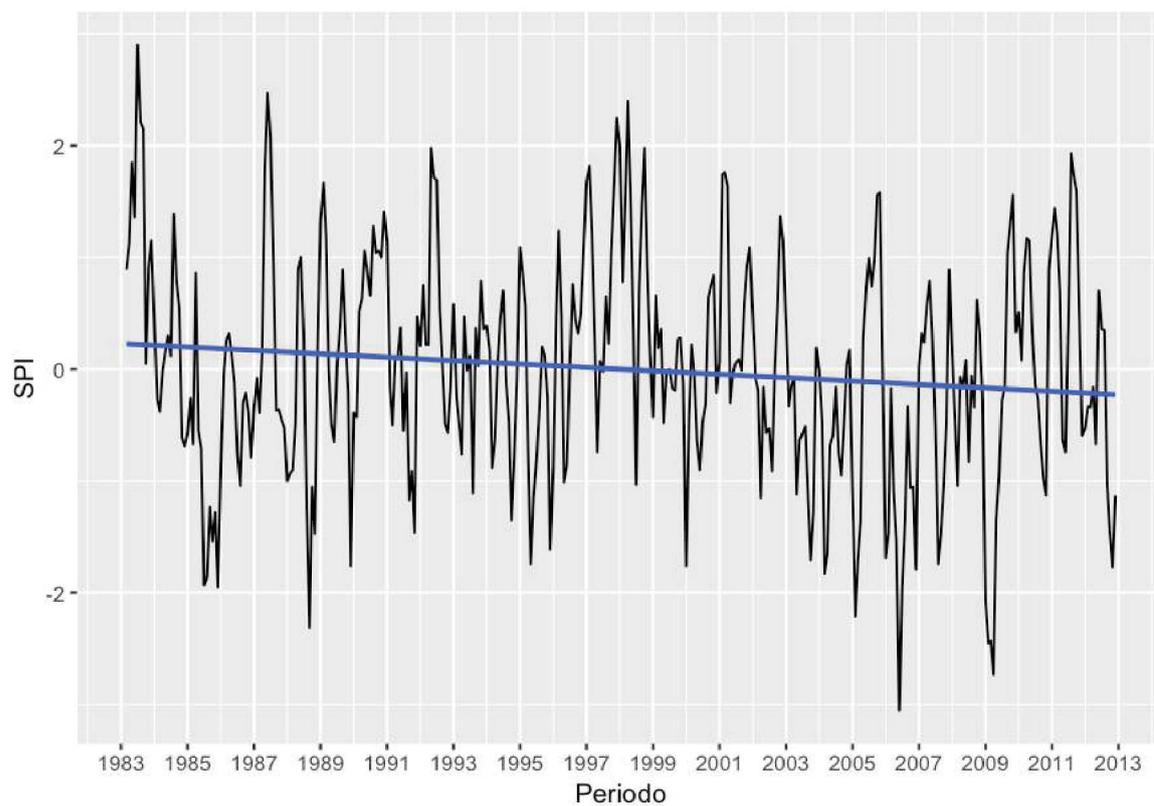
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 67: BARRA DO RIBEIRO



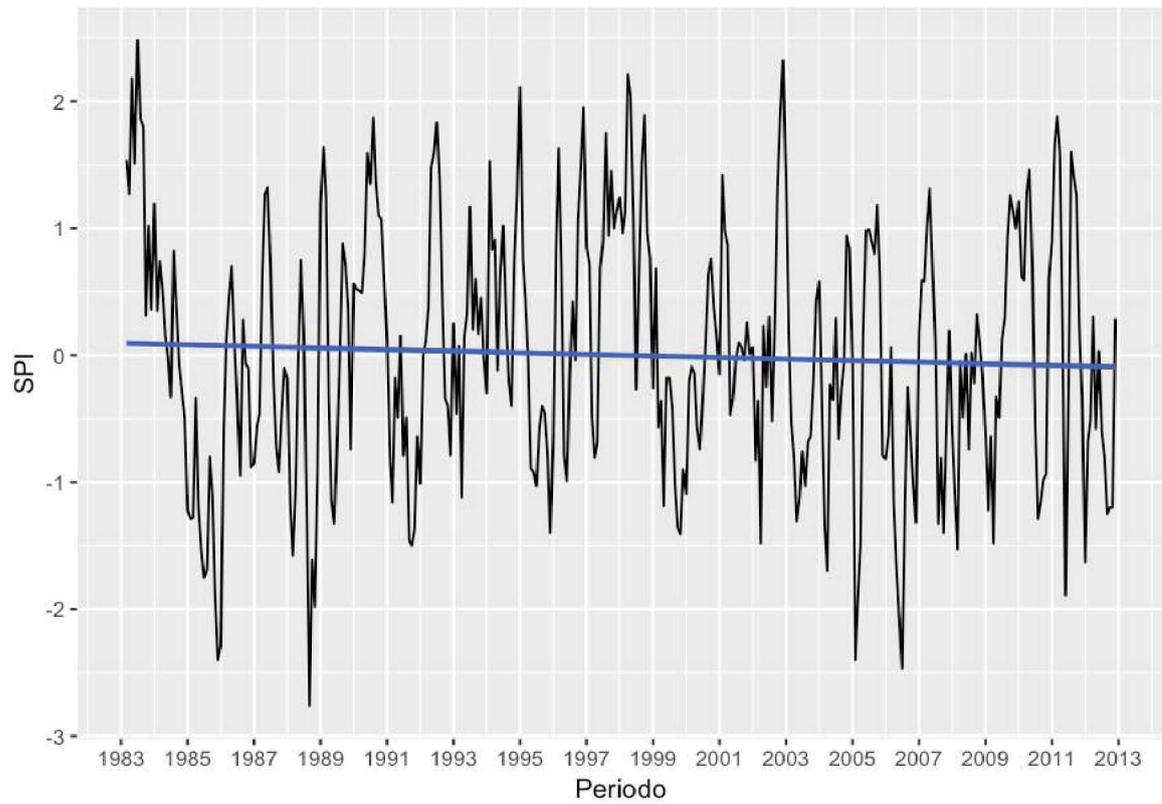
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 70: FAZENDINHA



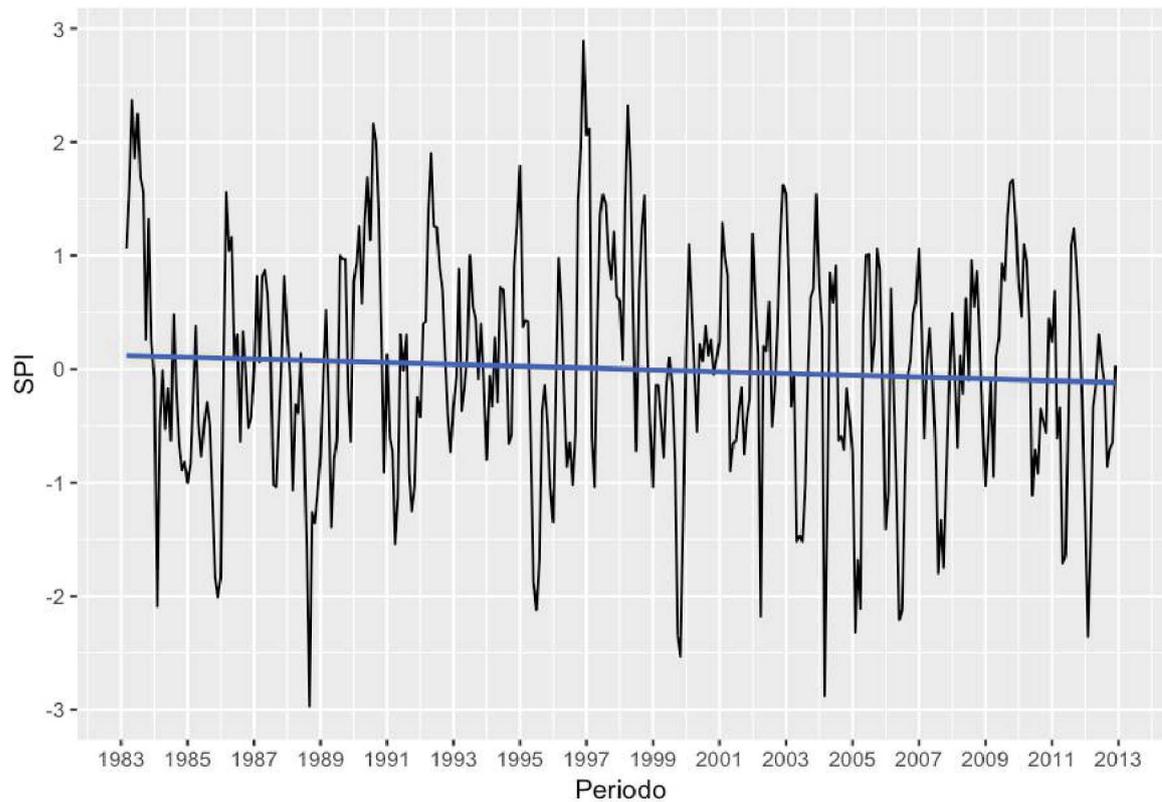
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 71: PORTO VITÓRIA



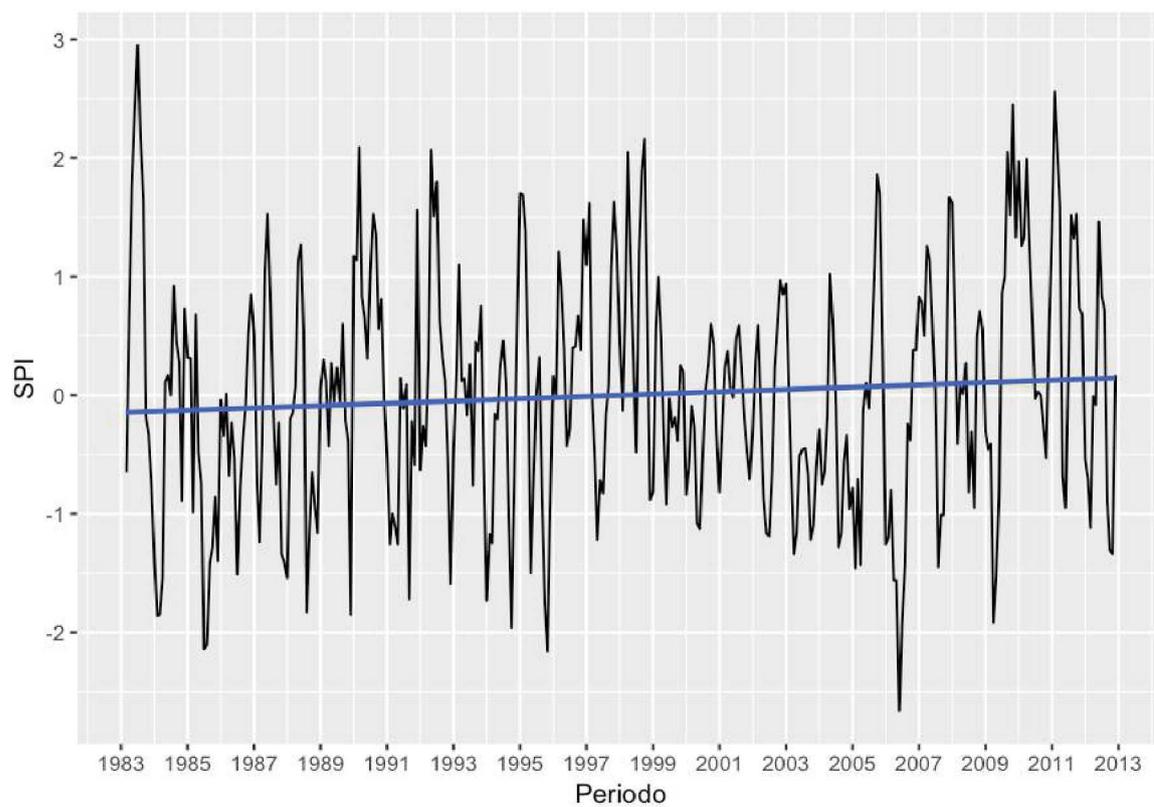
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 72: PONTE DO VITORINO



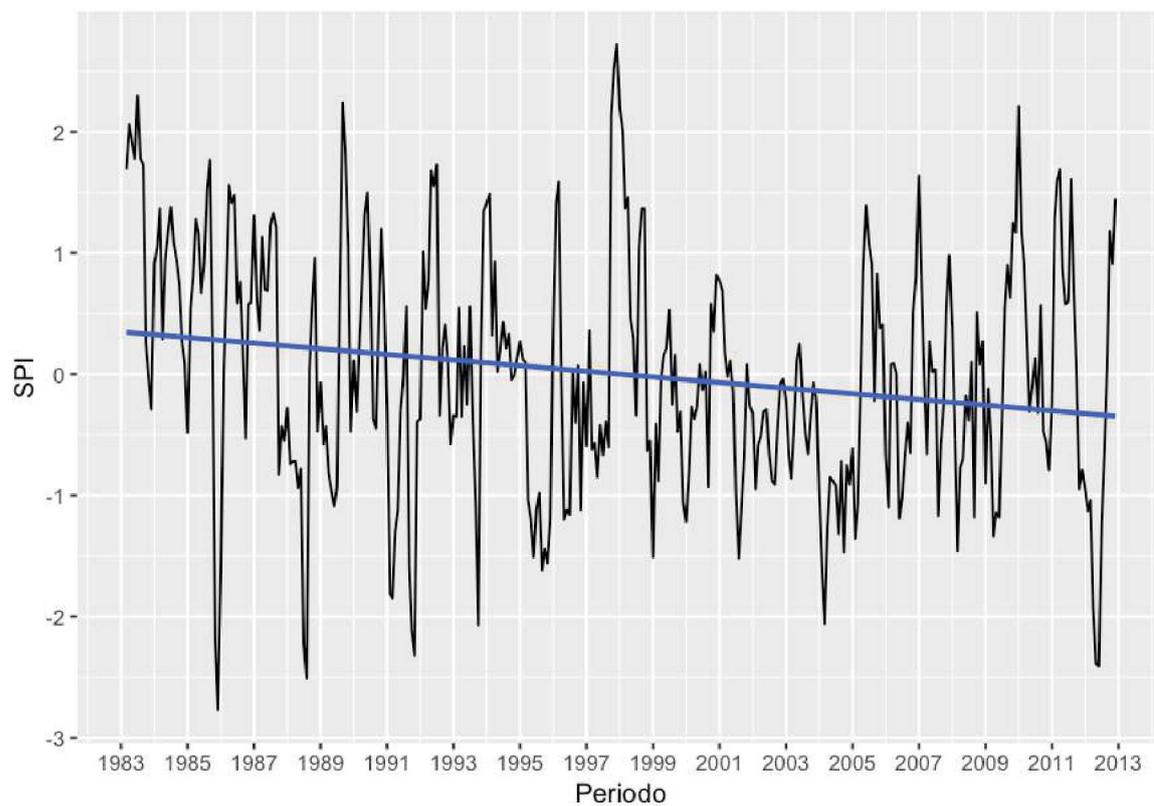
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 73: SALTO CATARATAS



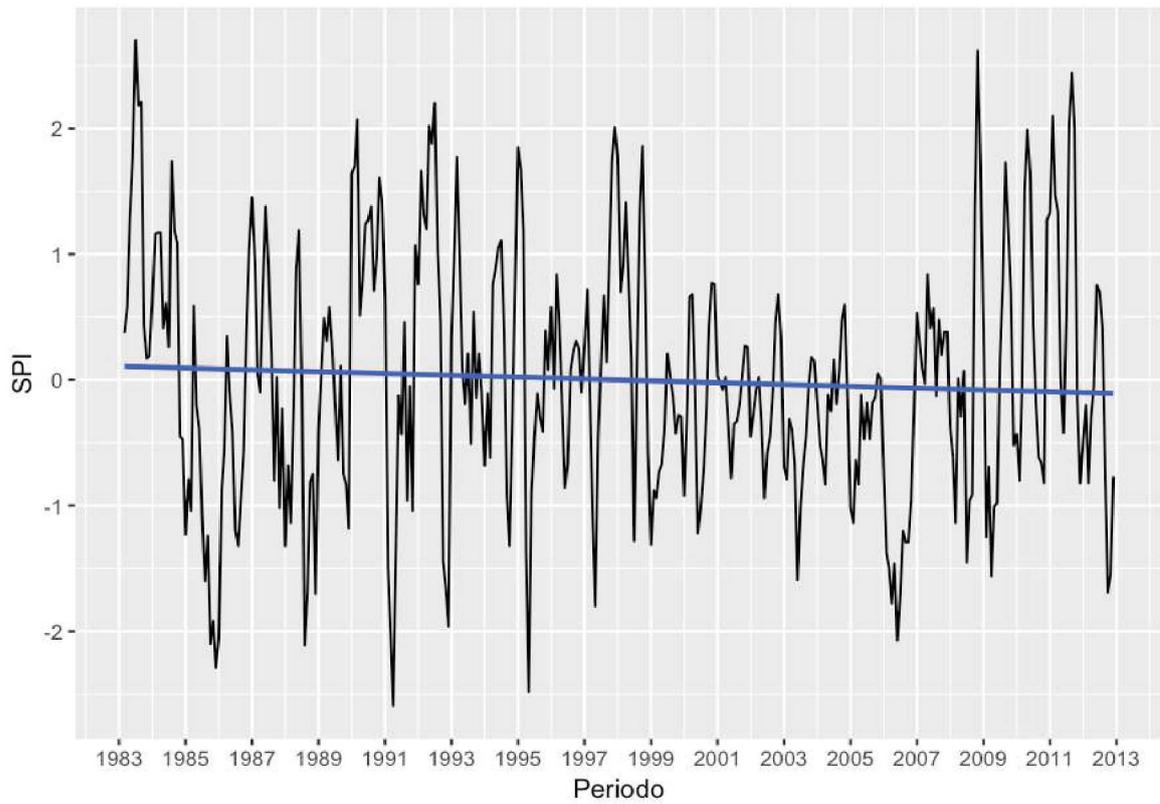
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 74: RIO VÁRZEA DOS LIMA



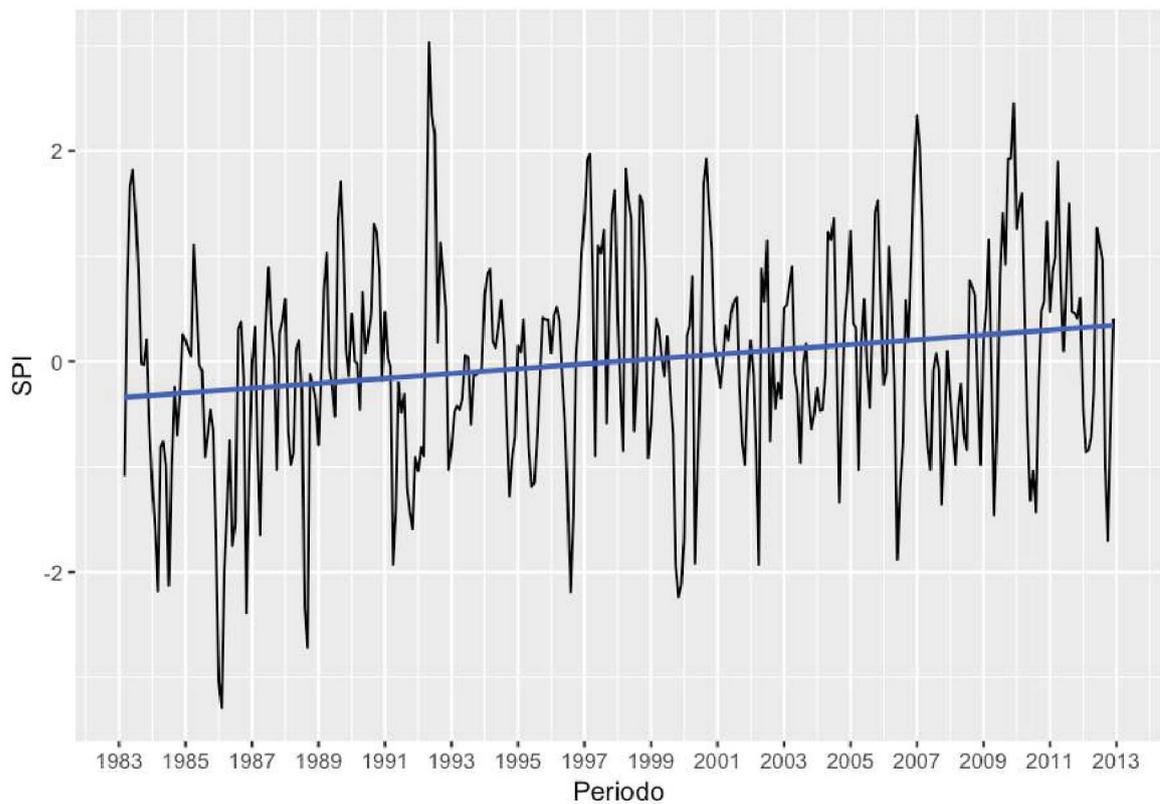
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 76: CONCEIÇÃO



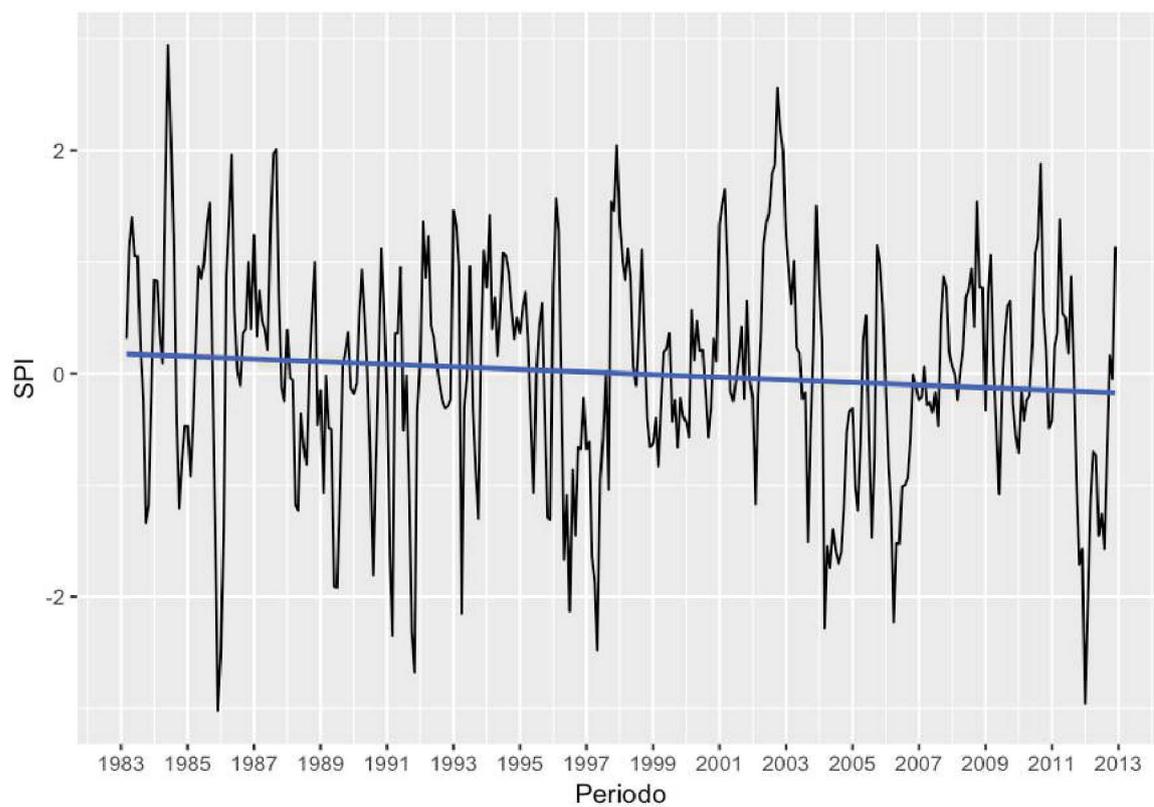
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 79: IBIRAMA



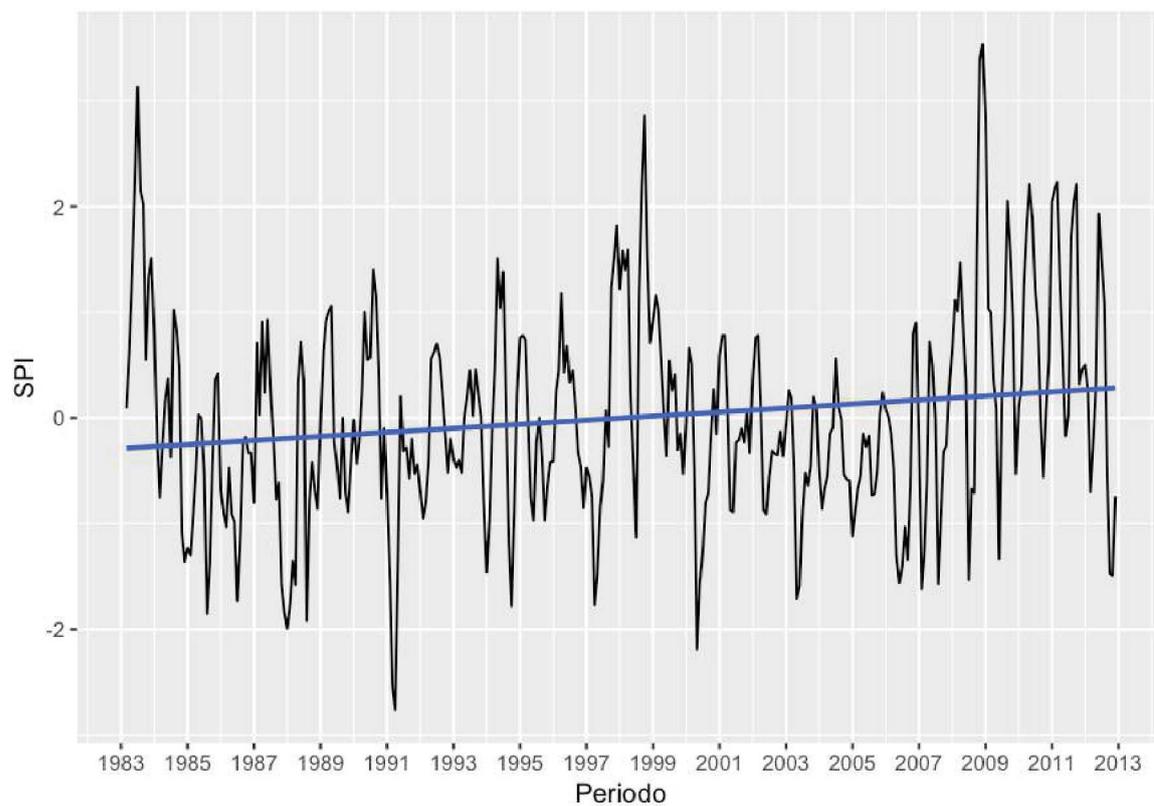
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 86: PORTO PARAÍSO DO NORTE



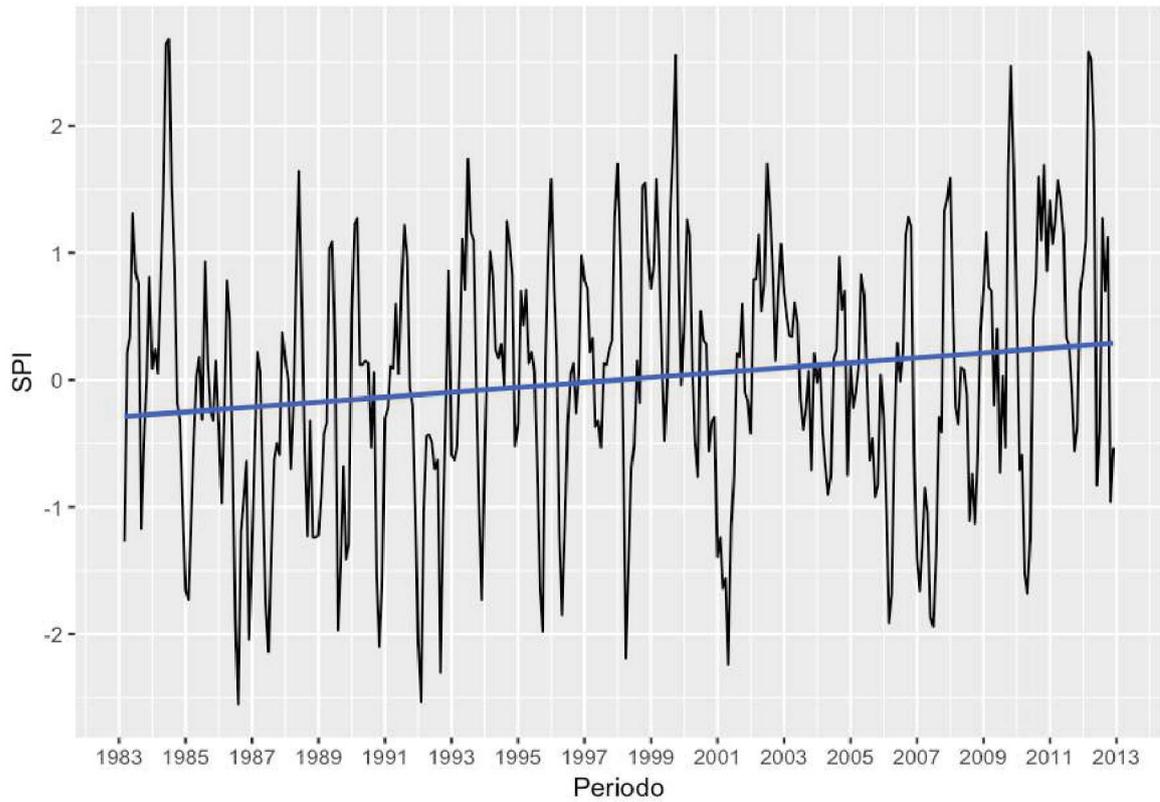
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 88: DONA FRANCISCA



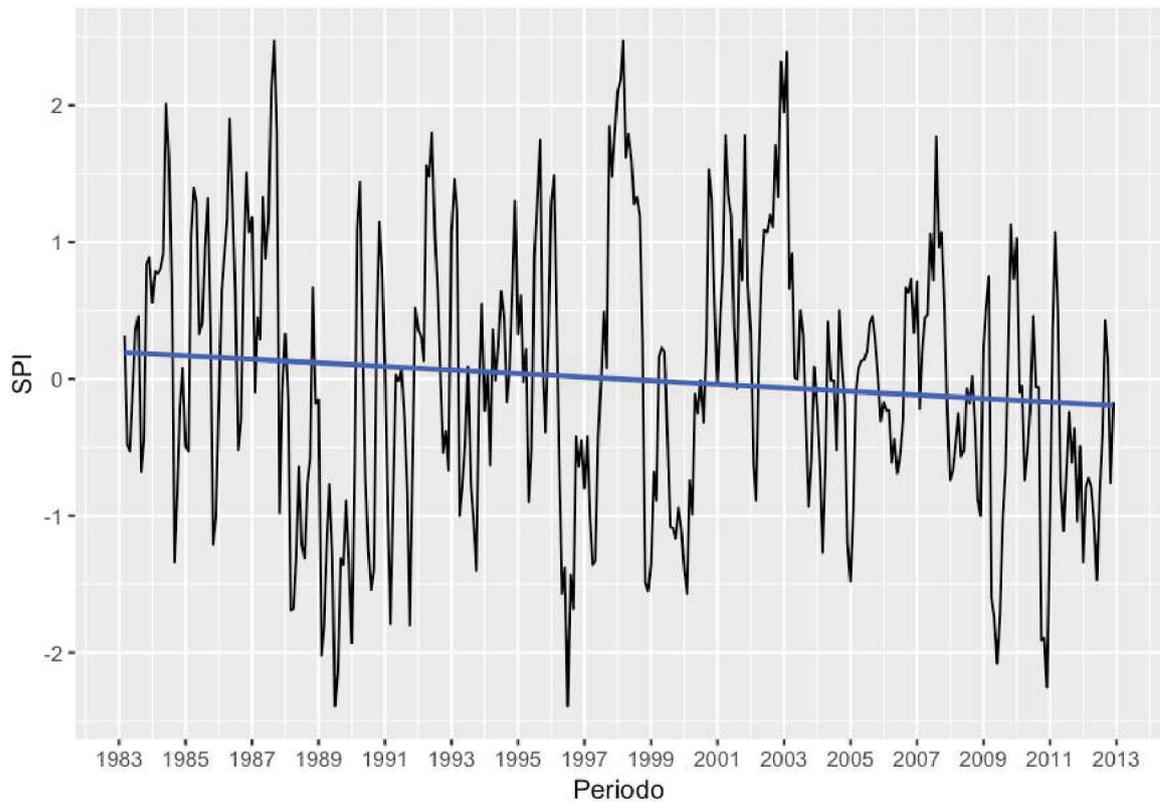
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 113: PONTE SC-301



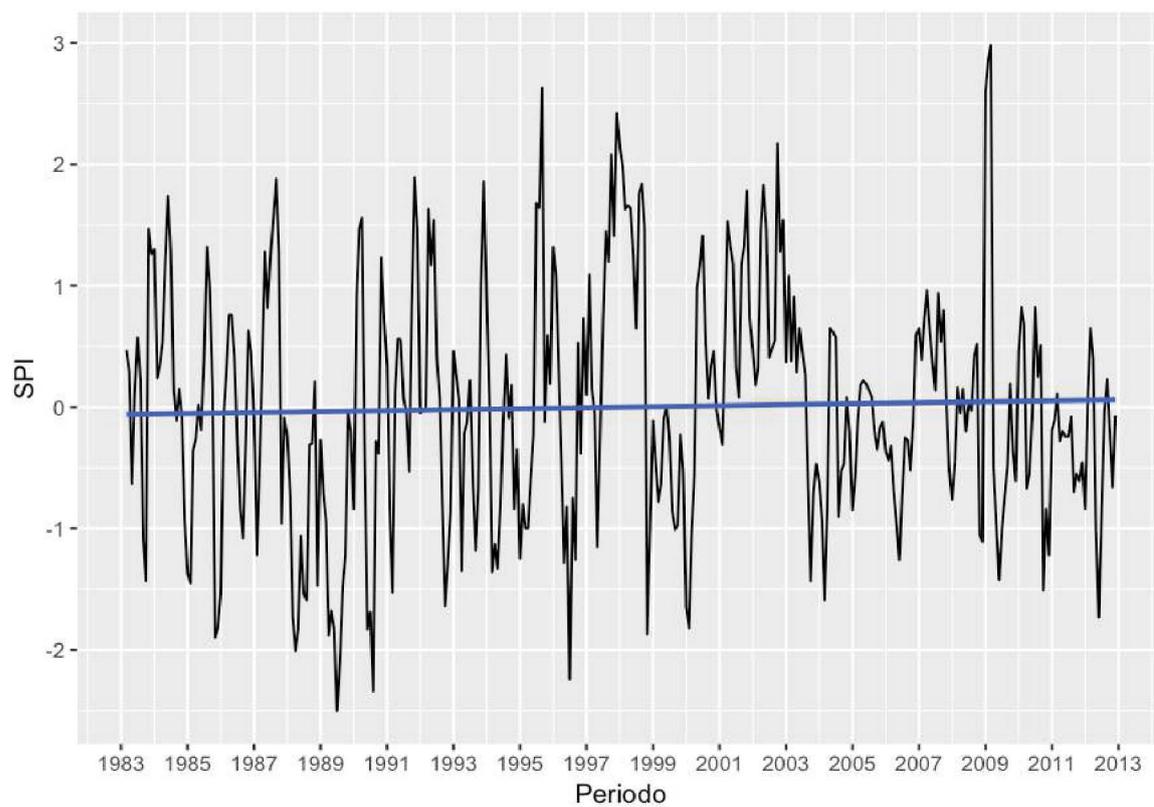
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 119: MORRETES



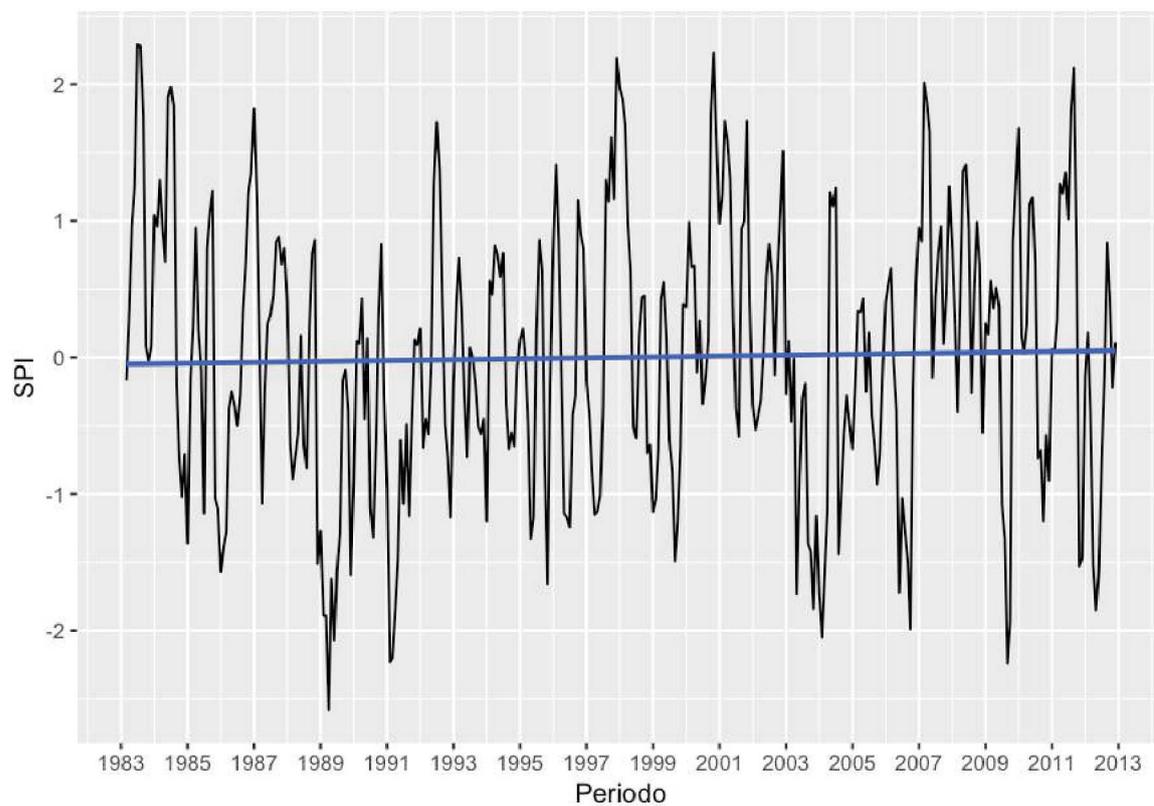
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 126: PASSO DO MENDONÇA



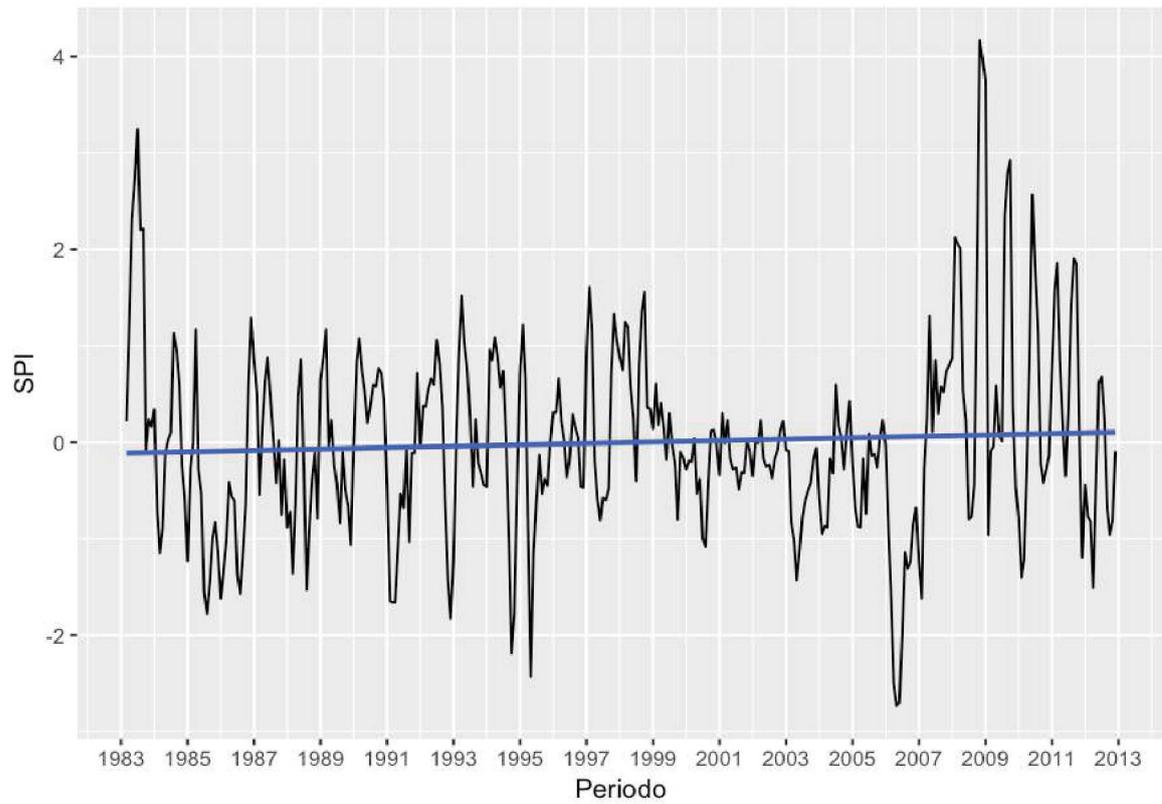
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 127: PONTE CORDEIRO DE FARIAS



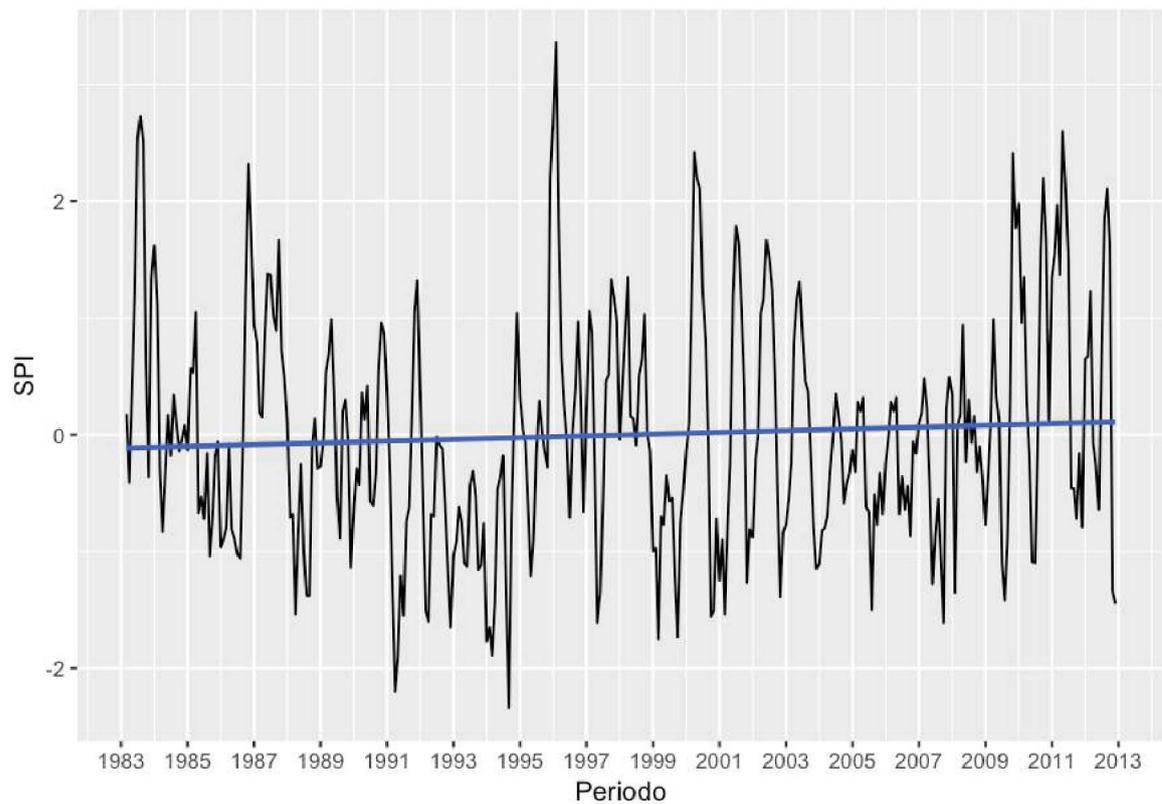
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 128: TERRA DE AREIA



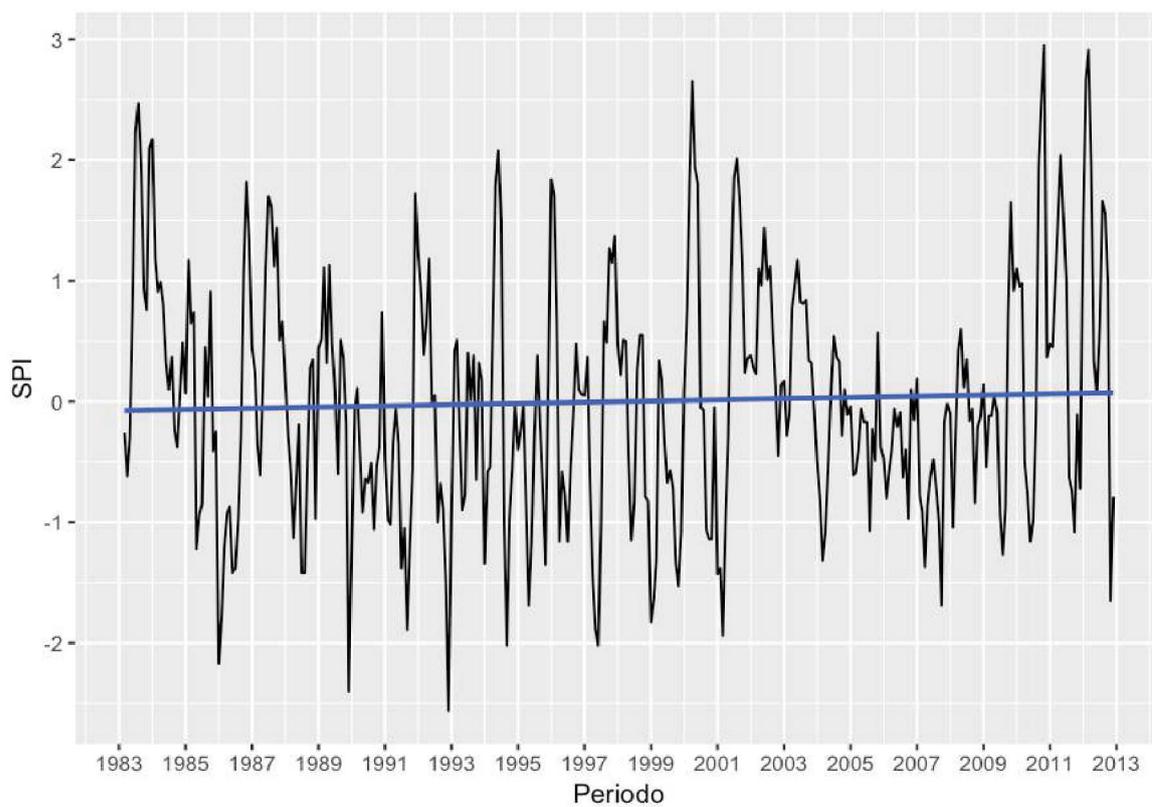
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 129: MAJOR GERCINO



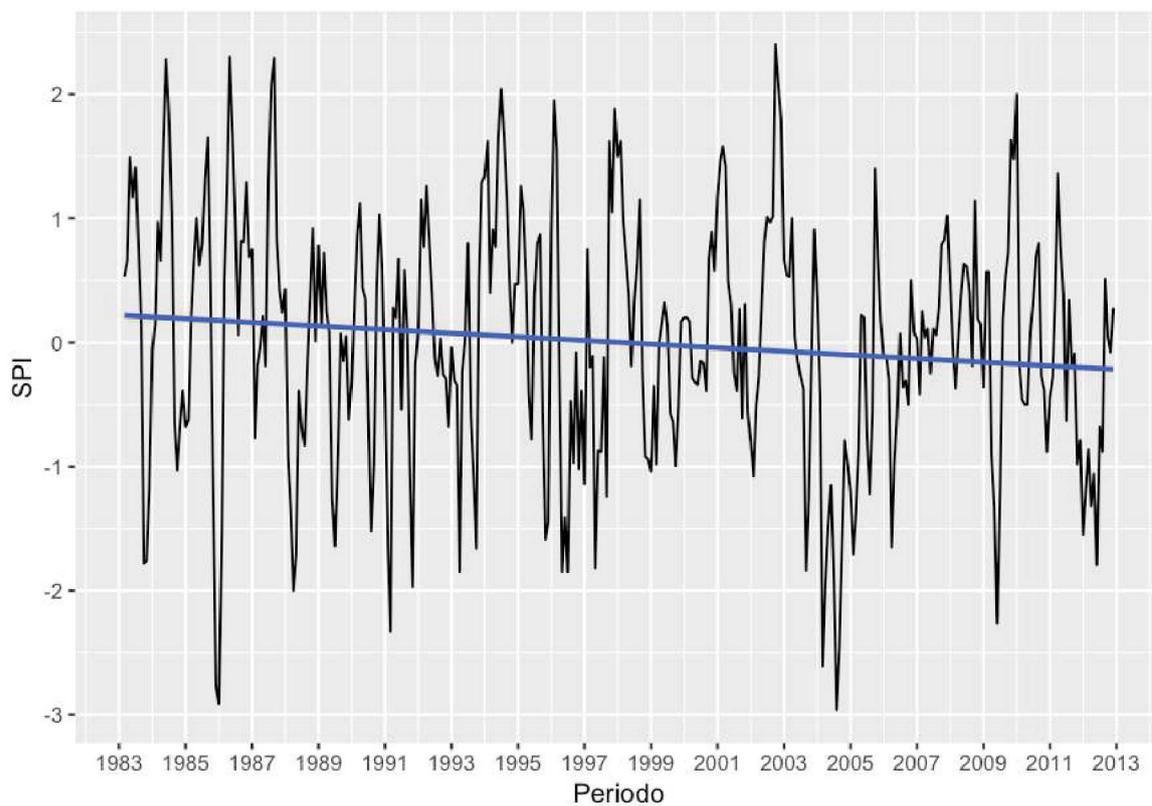
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 130: RIO DO POUSO



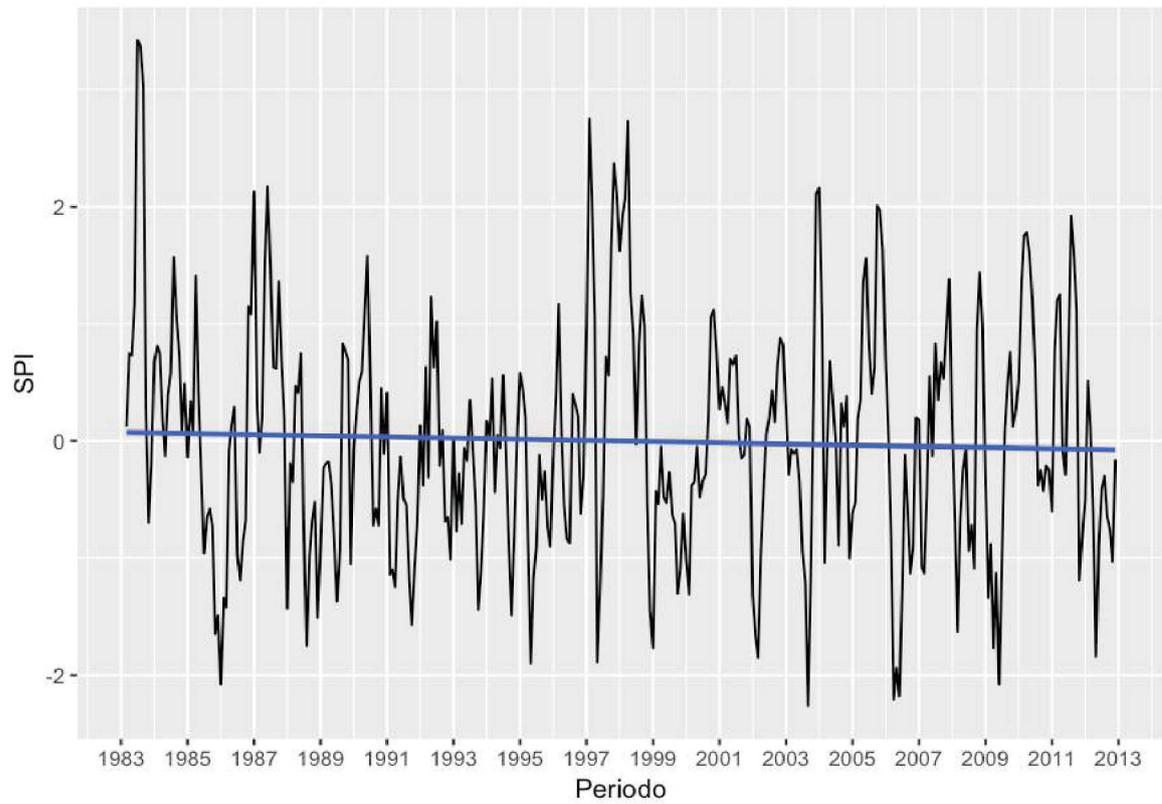
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 131: FOZ DO MANUEL ALVES



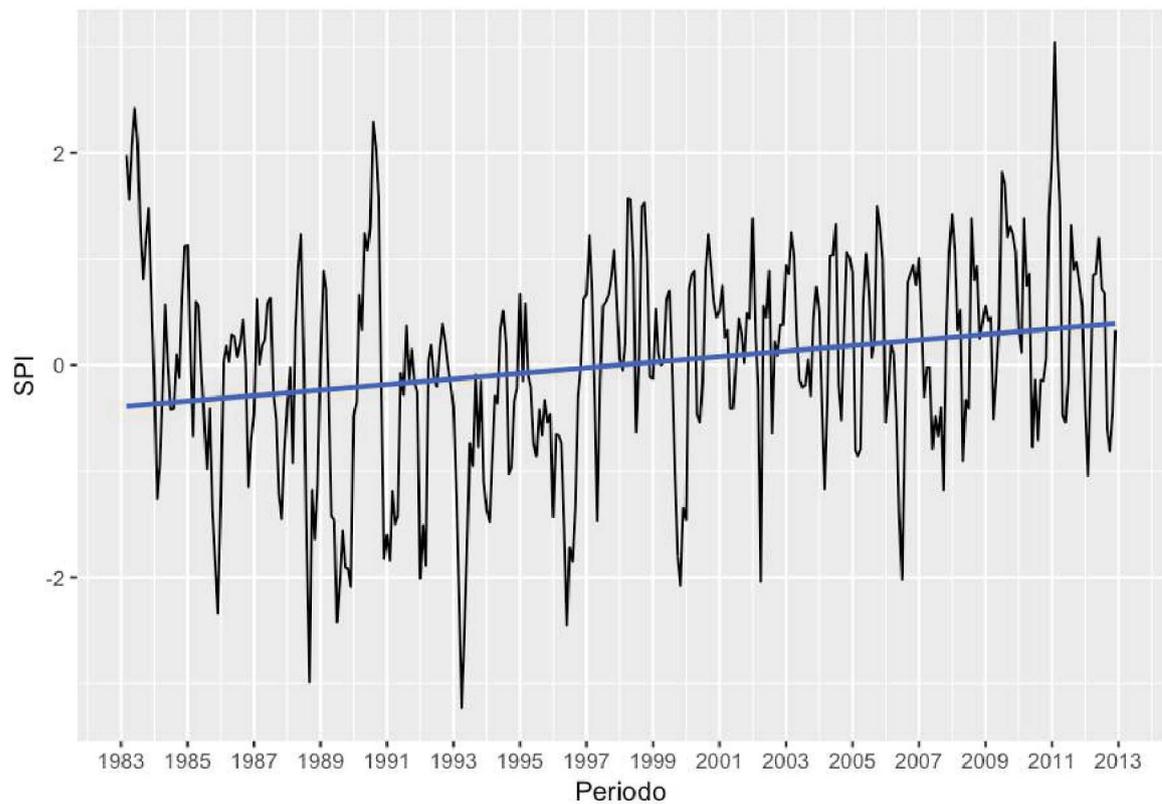
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 190: CANDELÁRIA



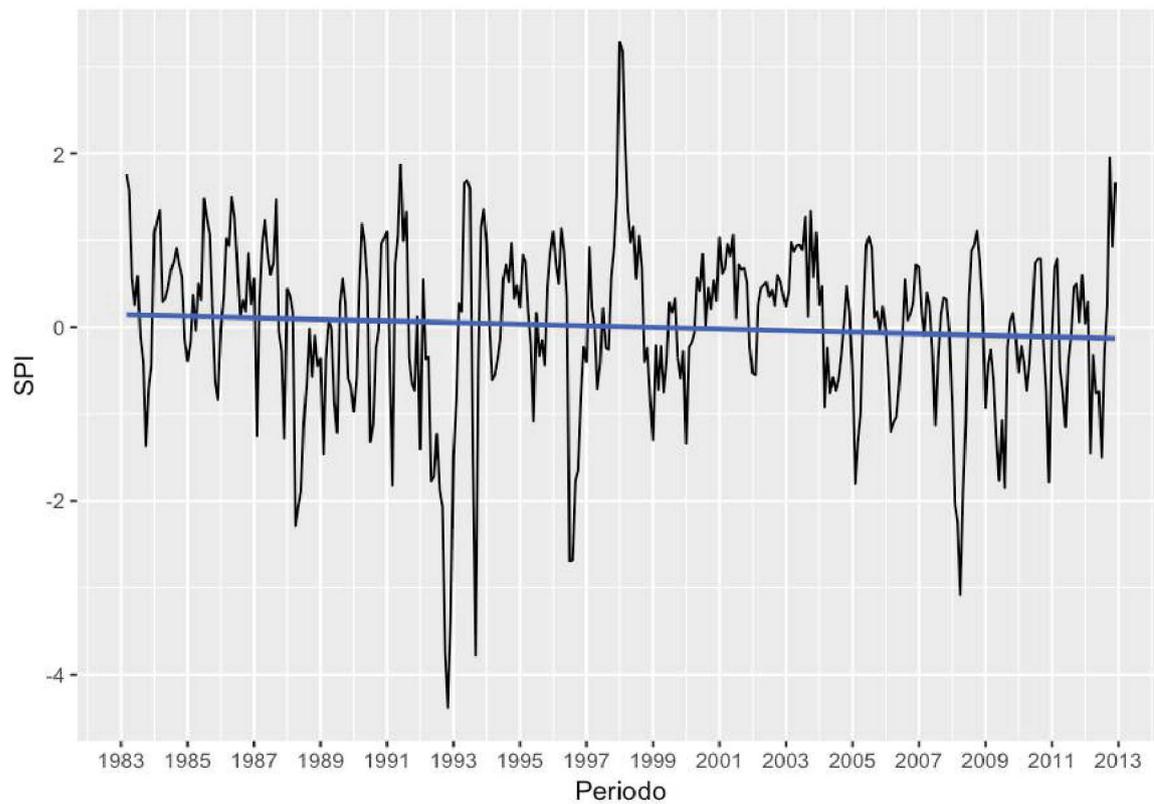
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 199: COXILHA RICA



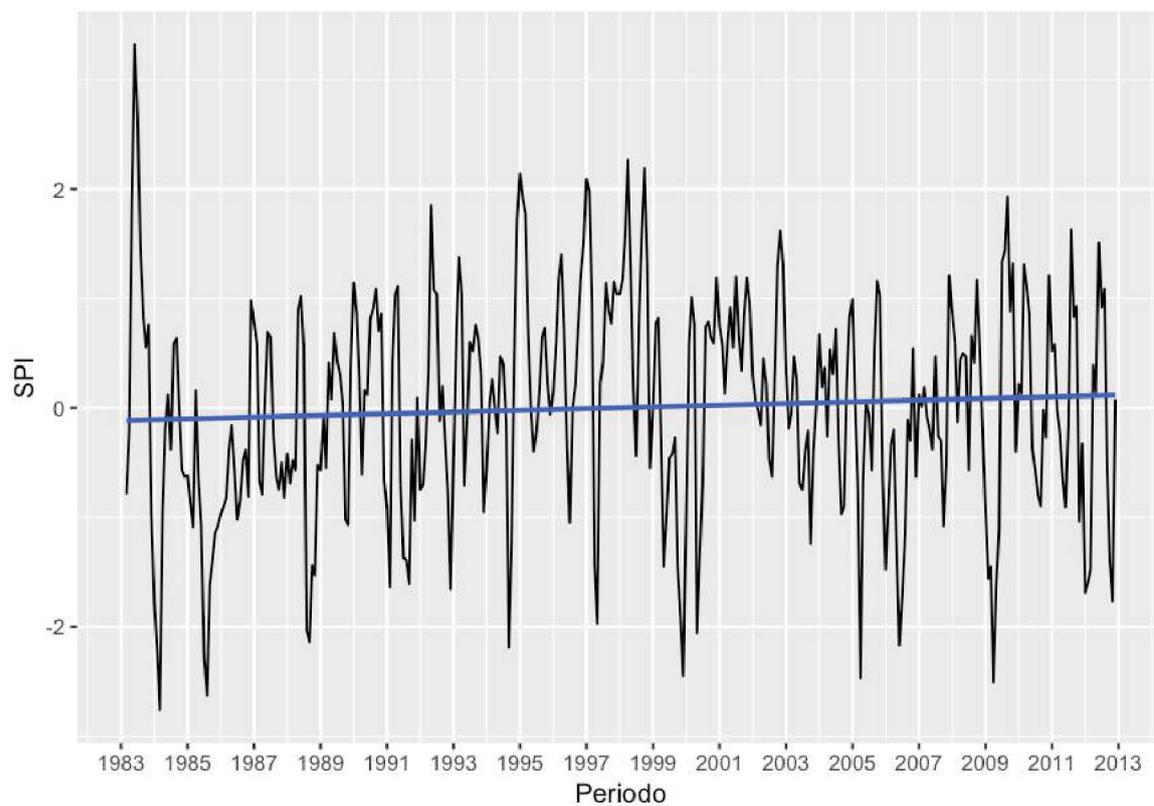
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 201: PORTO FORMOSA



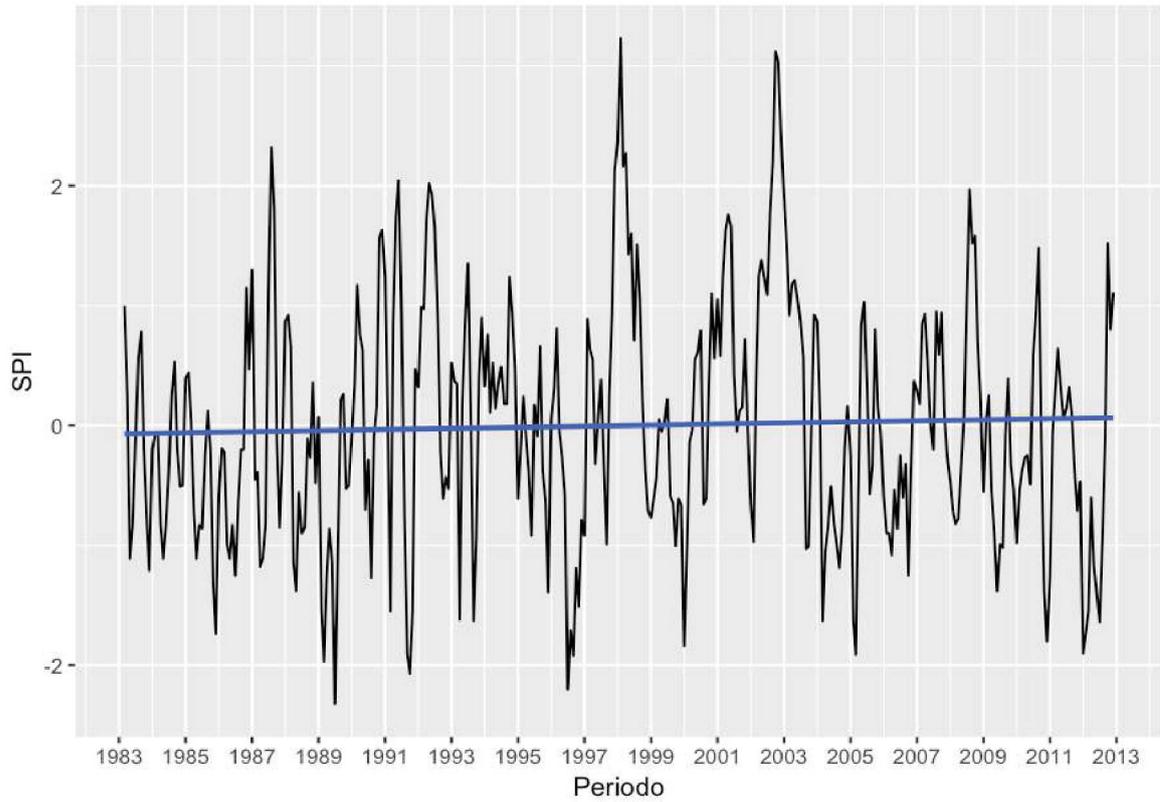
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 210: FAZENDA JUNCÓ



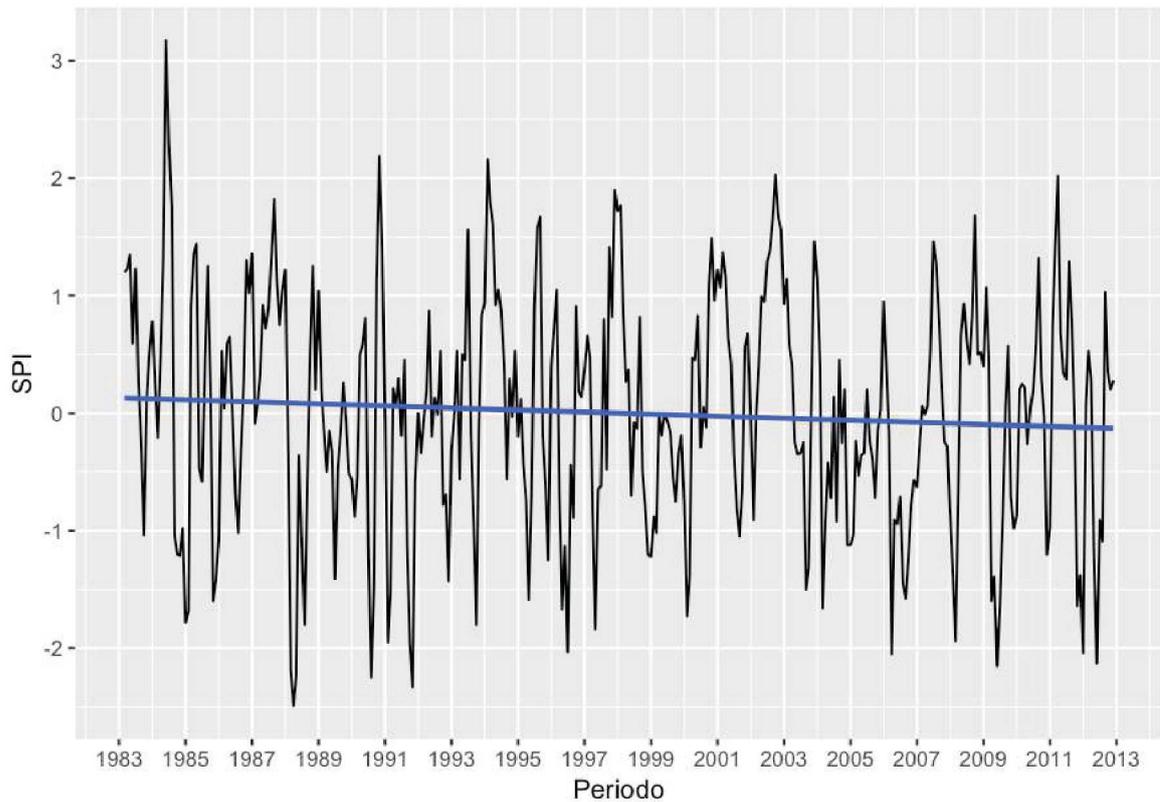
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 213: TURVO



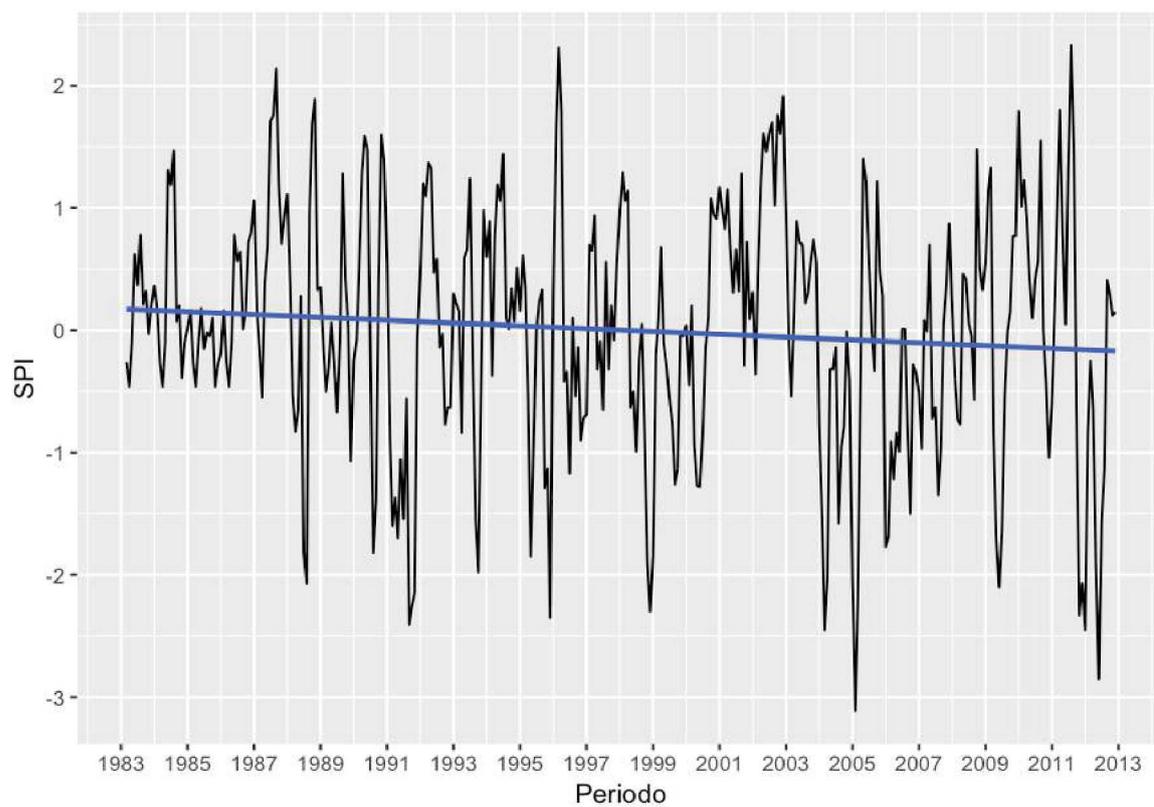
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 216: ROSÁRIO DO SUL



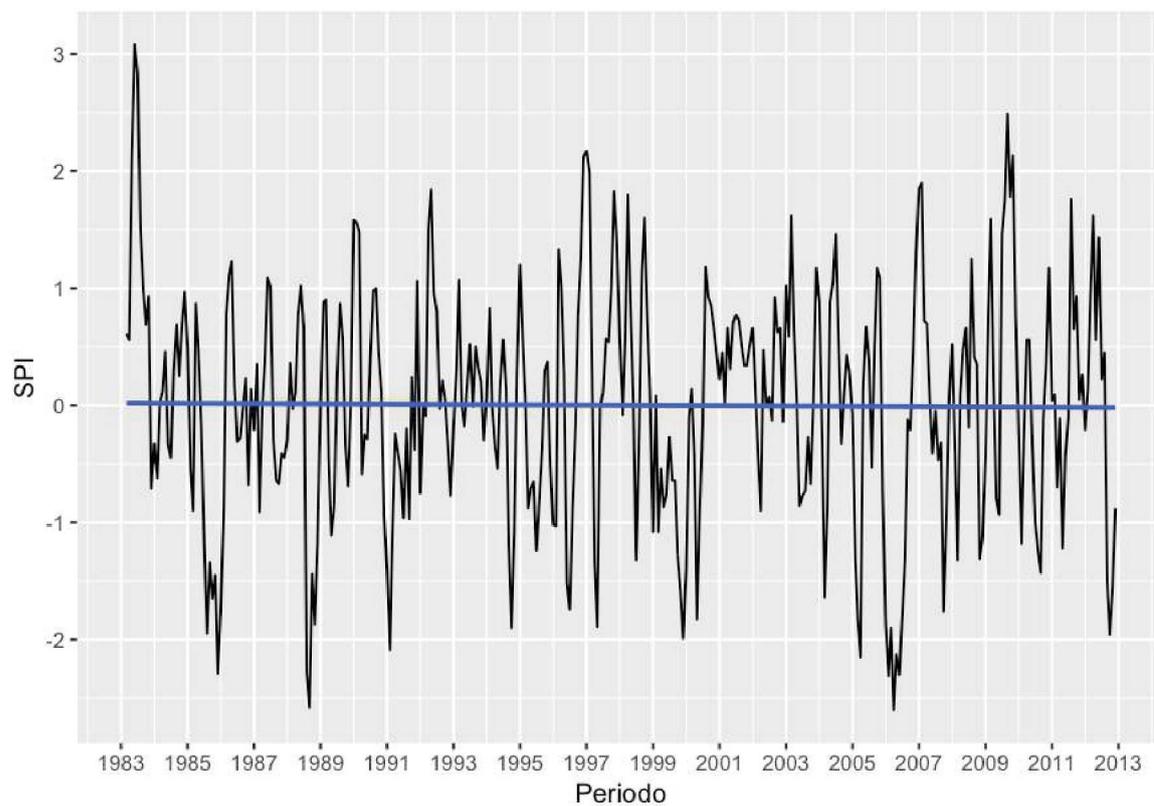
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 230: SAPUCAIA DO SUL



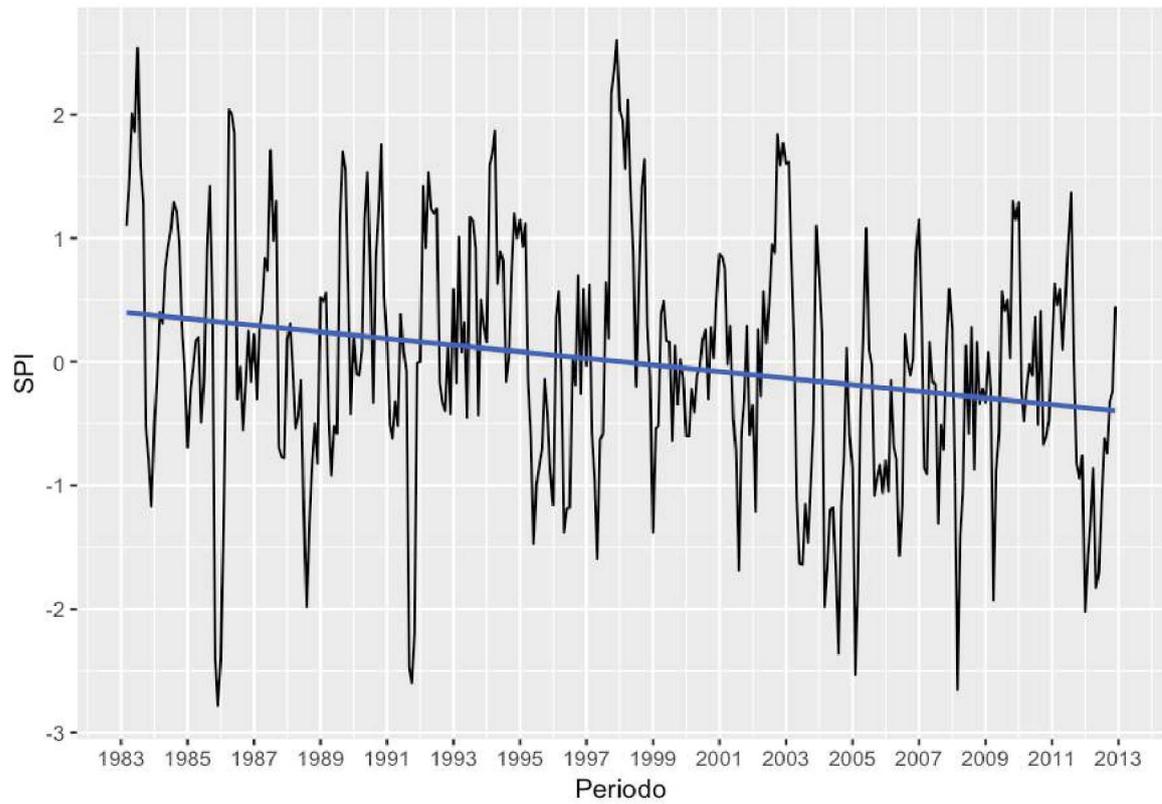
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 237: MUCUM



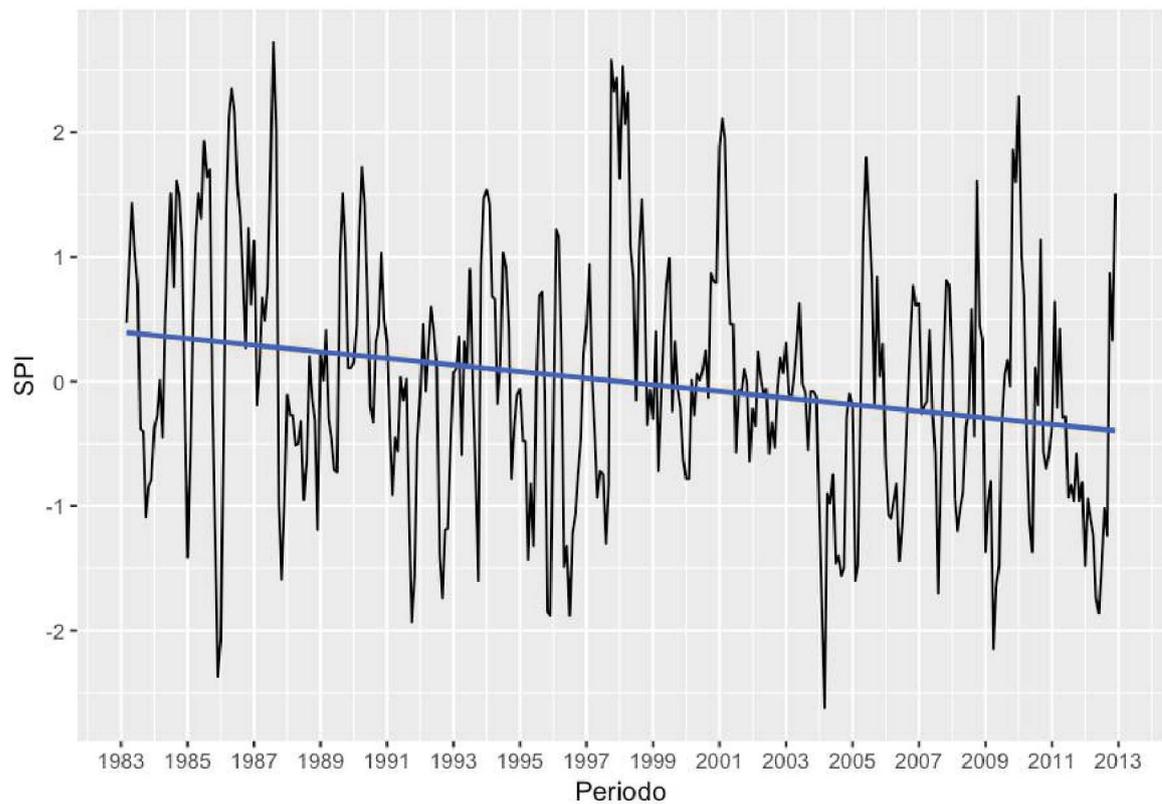
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 241: TIBAGI



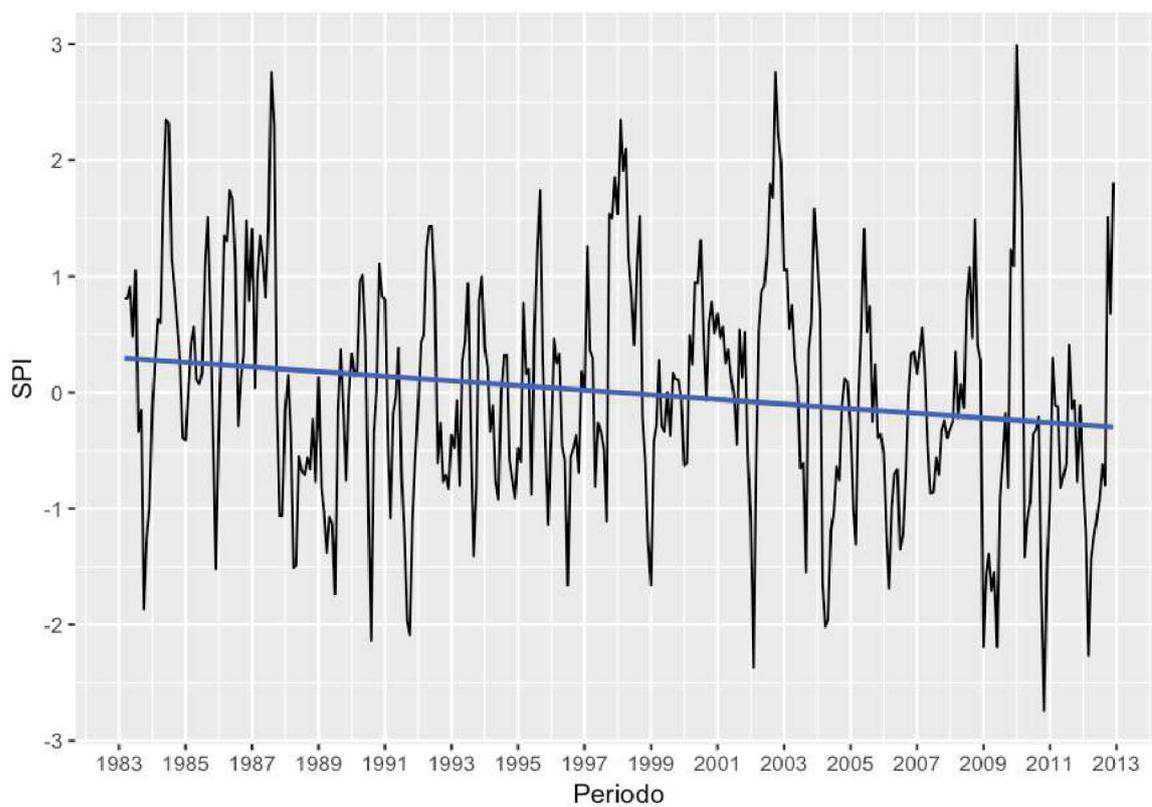
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 262: TUCUNDUVA



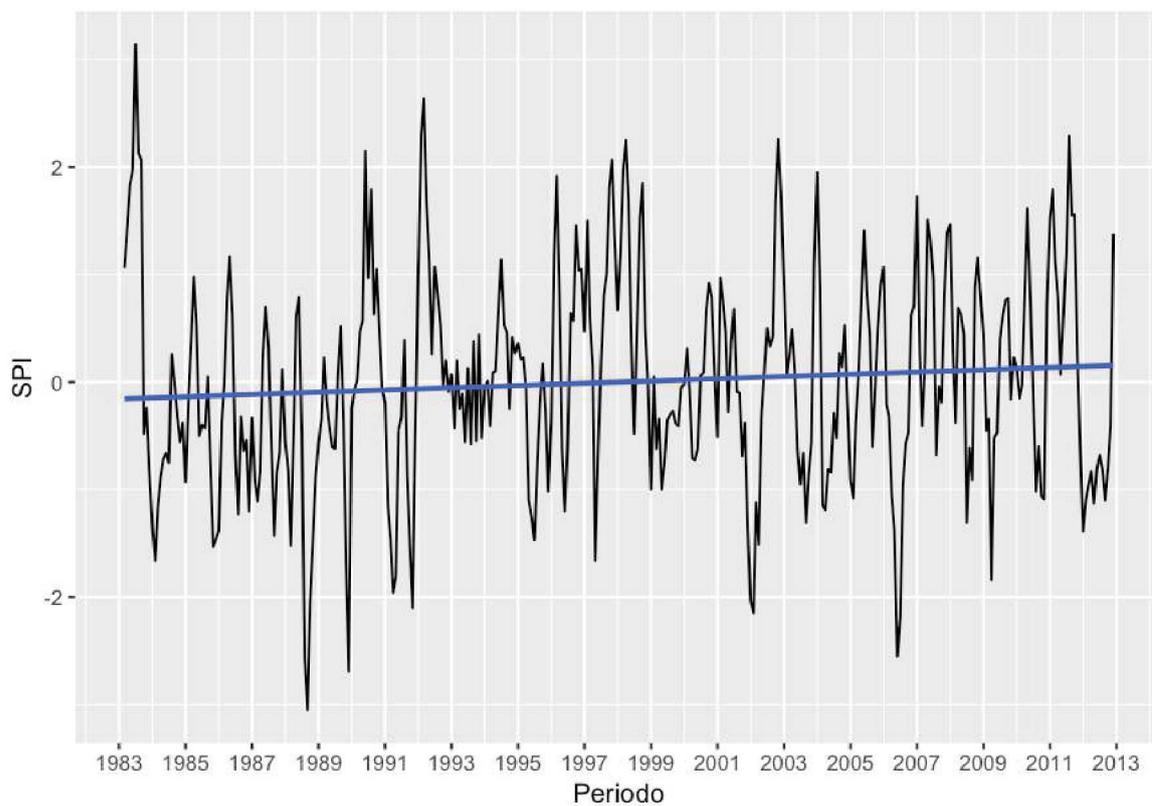
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 263: PASSO DO NOVO



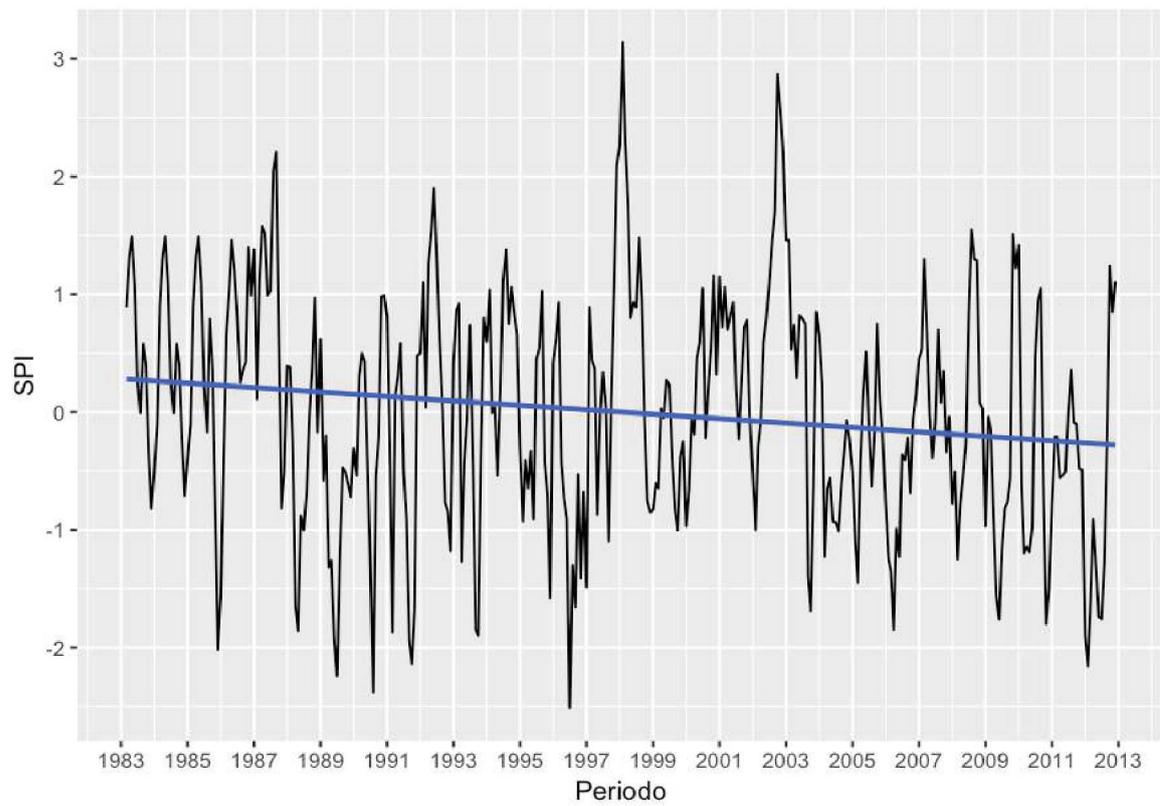
TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 264: MANOEL VIANA



TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 265: SAUDADES

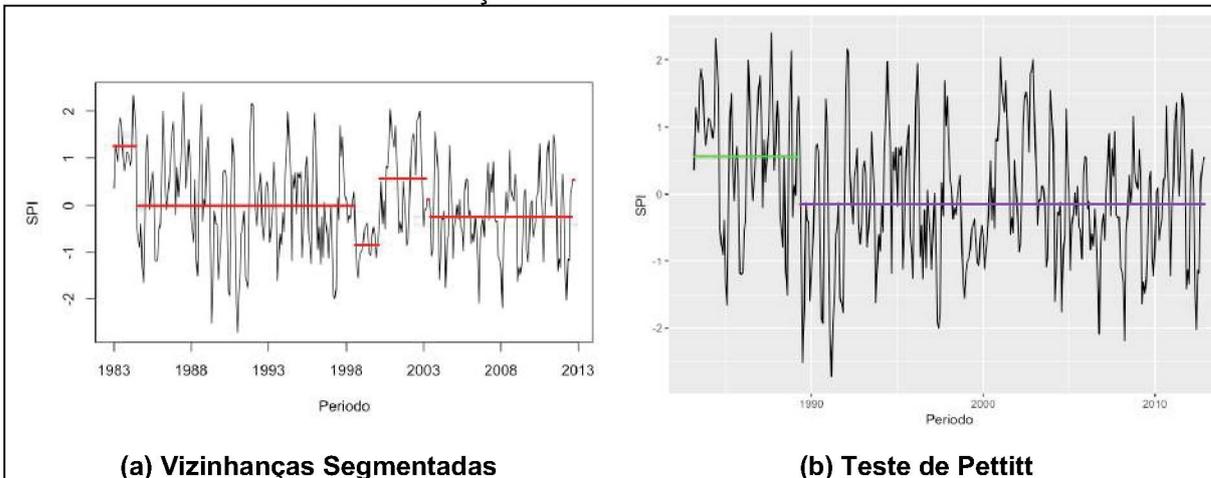


TENDÊNCIA LINEAR DE SPI PARA SUB-BACIA 266: PONTE SÃO GABRIEL

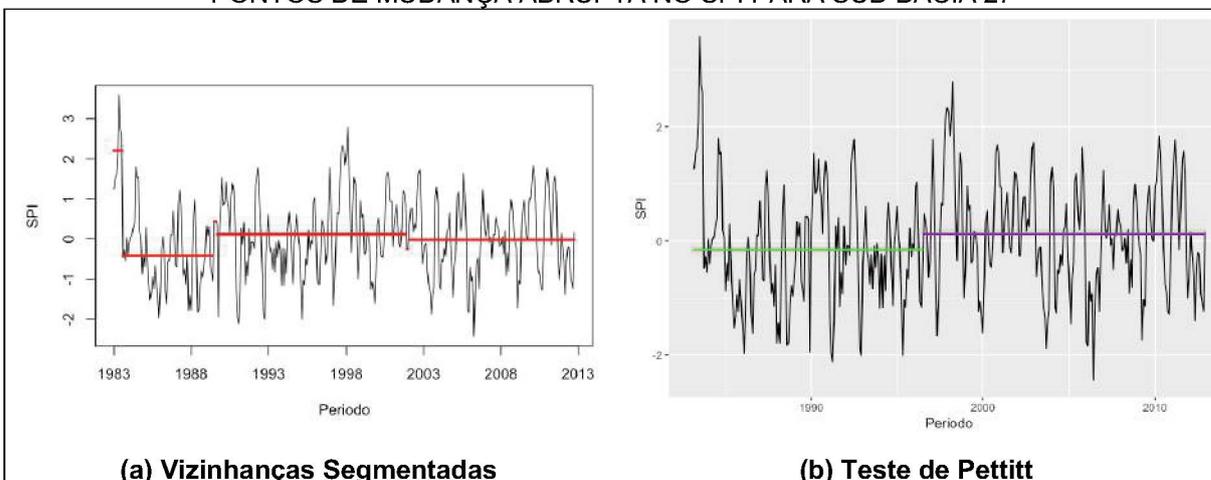


APÊNDICE B – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE PADRONIZADO DE PRECIPITAÇÃO

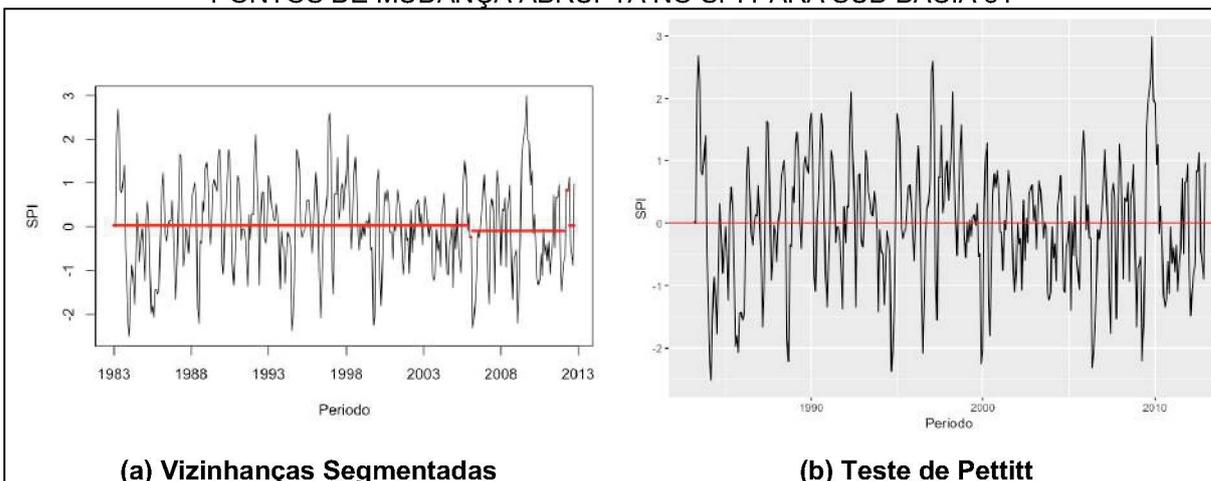
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 26



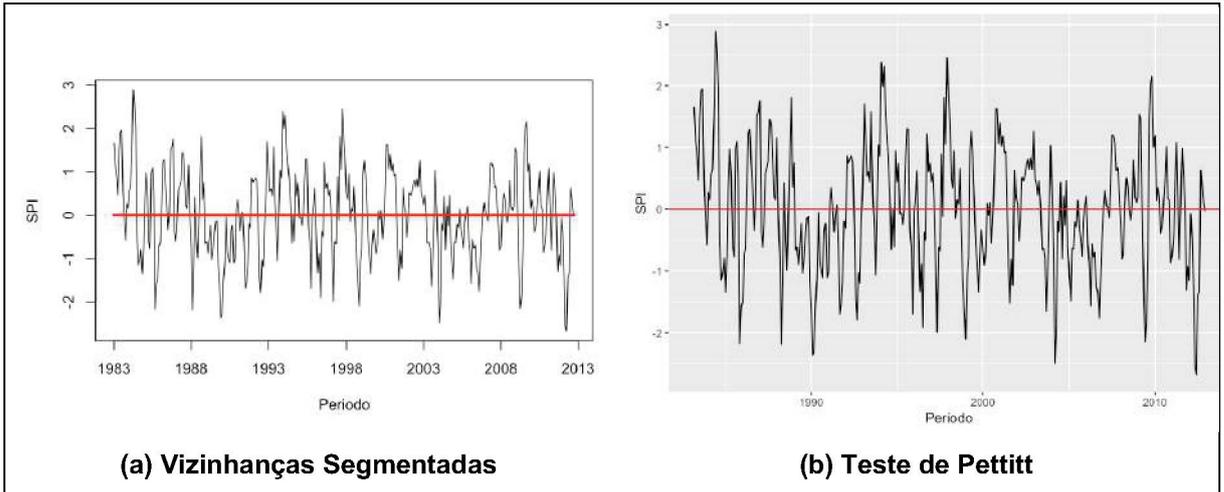
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 27



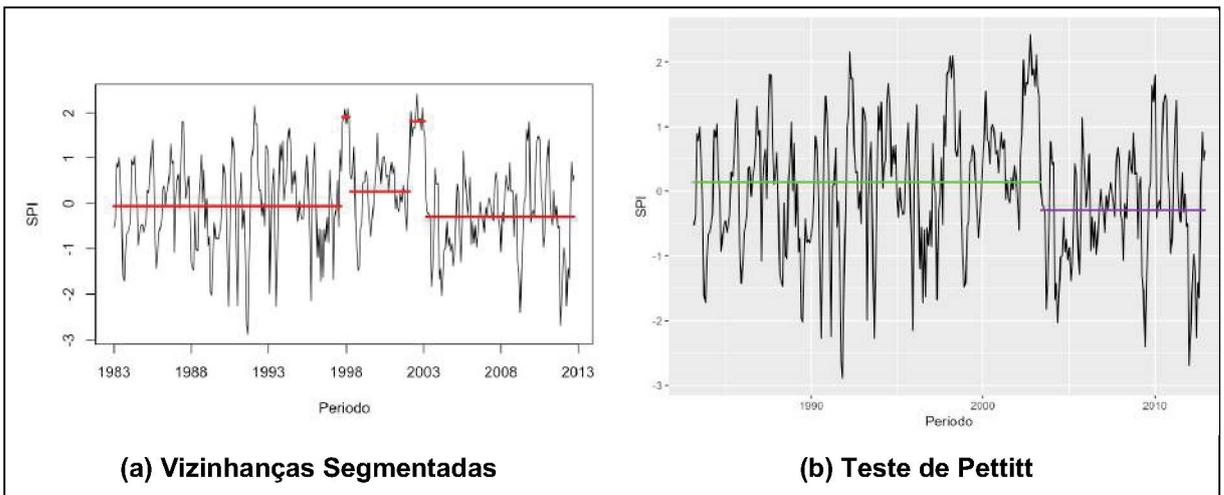
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 31



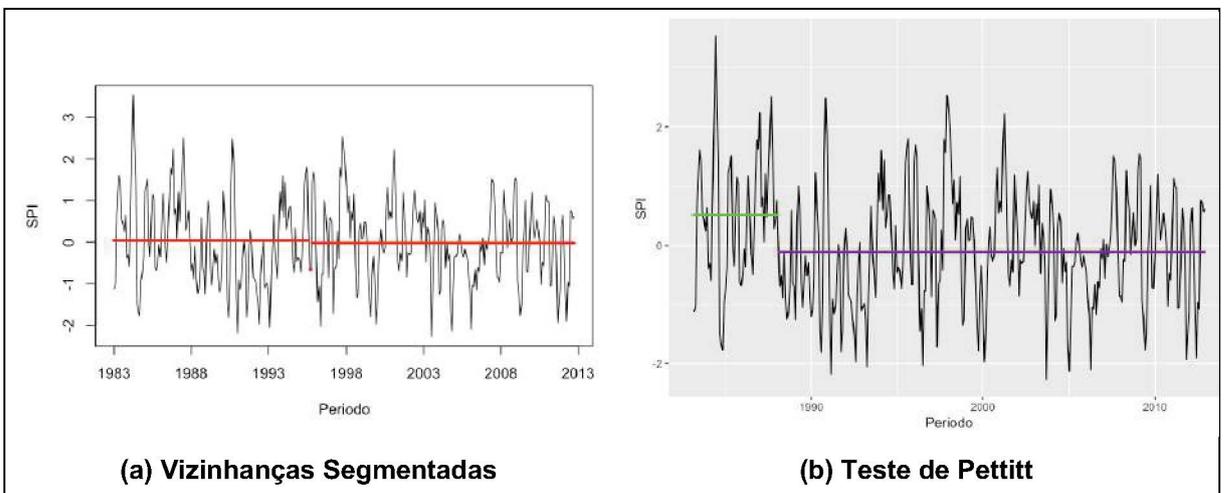
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 65



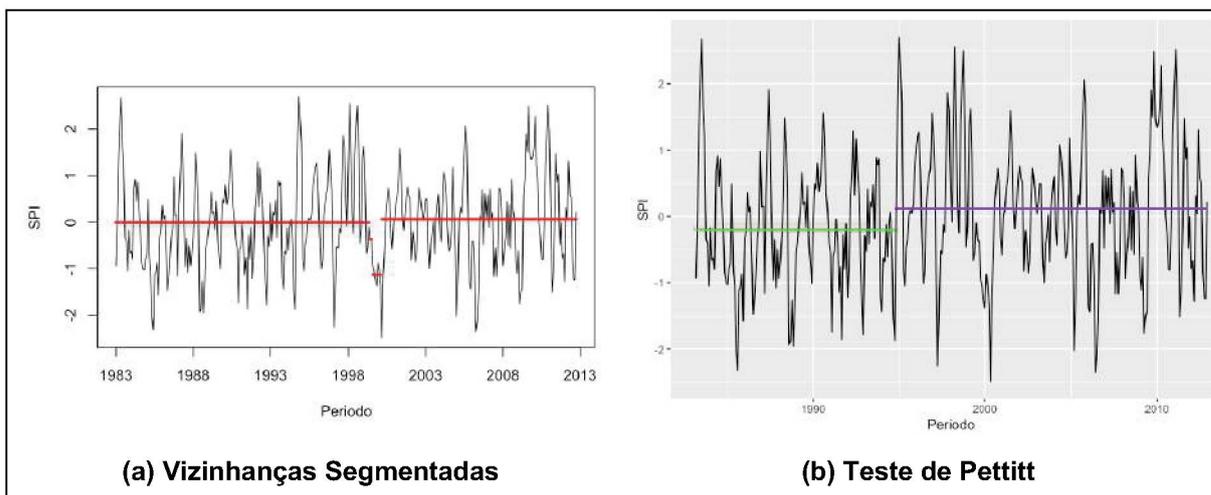
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 66



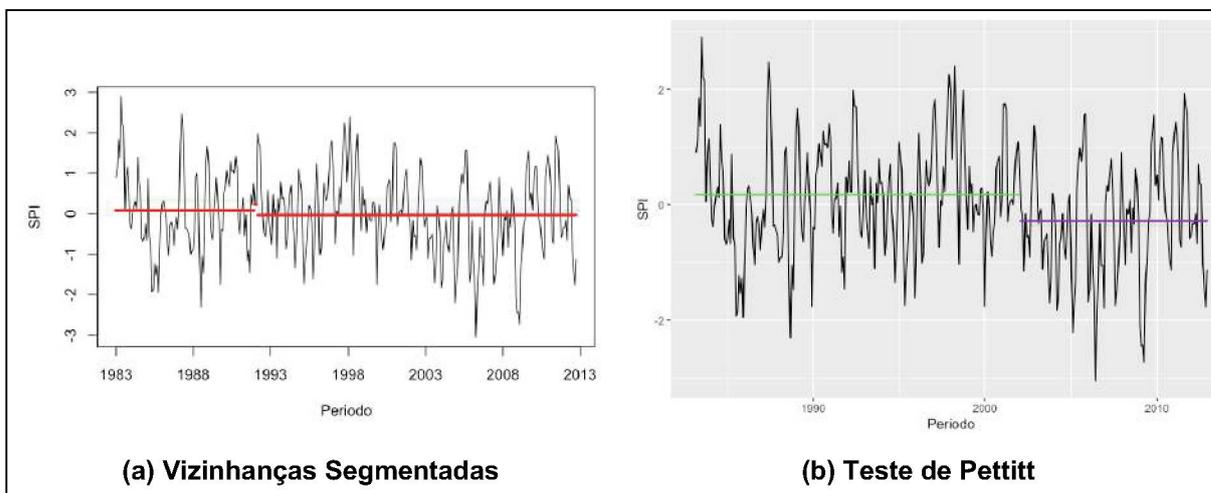
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 67



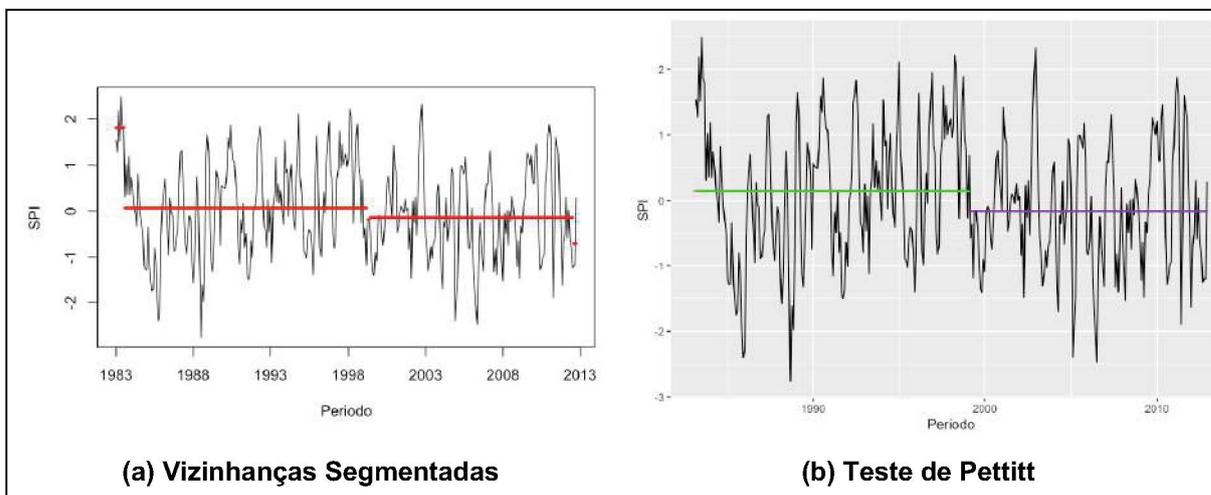
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 70



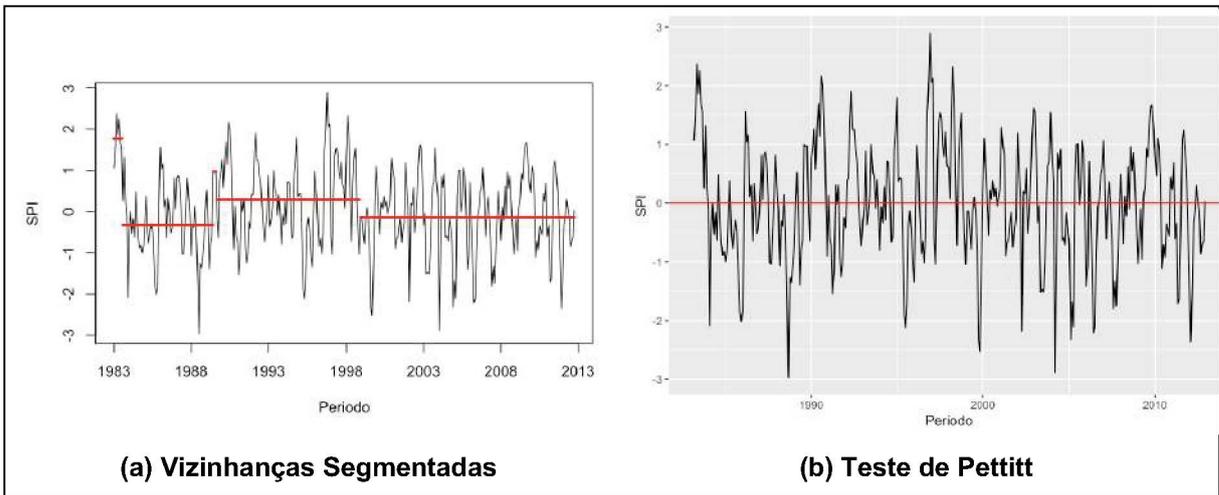
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 71



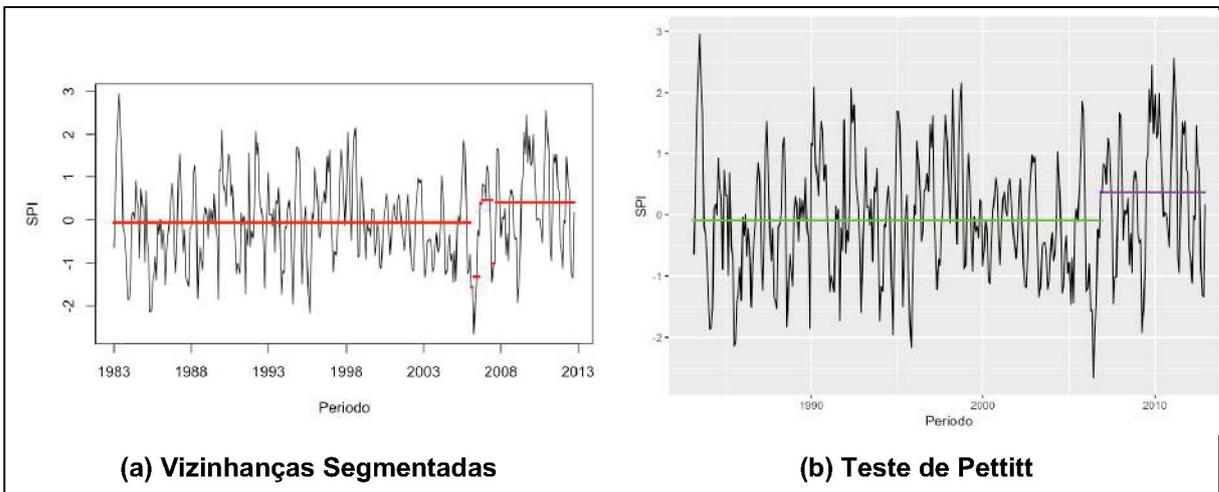
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 72



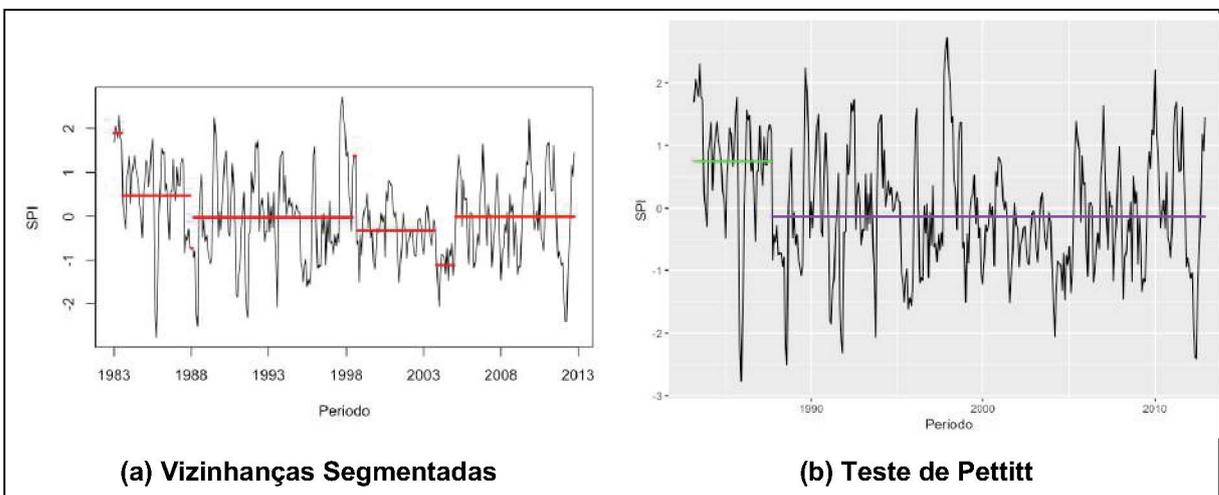
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 73



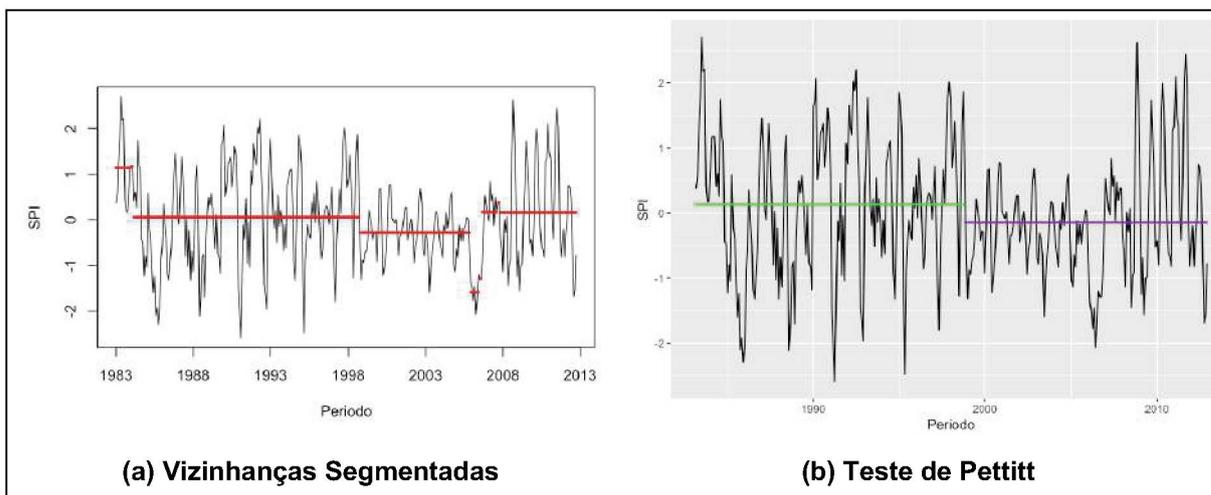
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 74



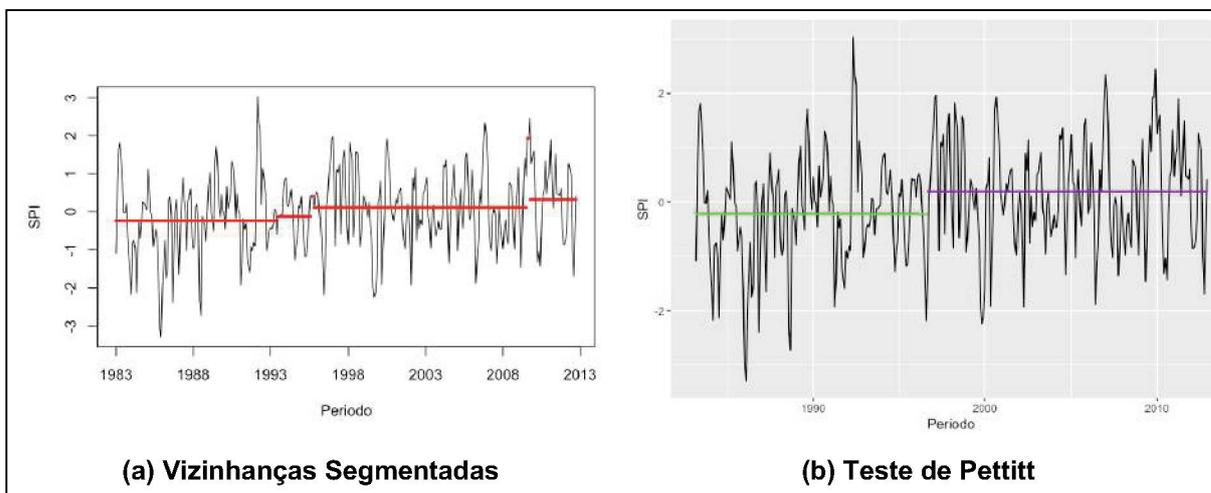
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 76



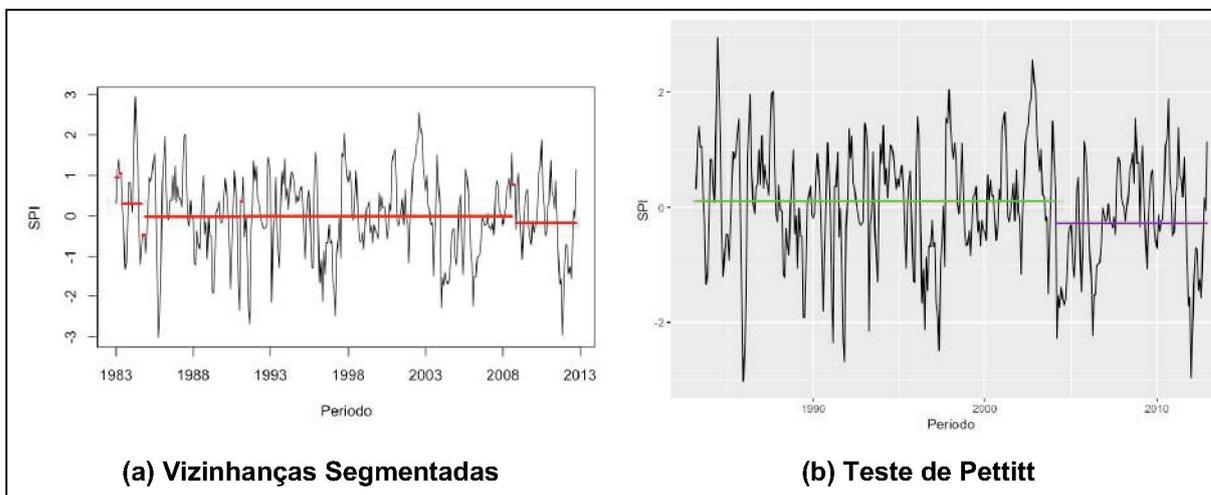
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 79



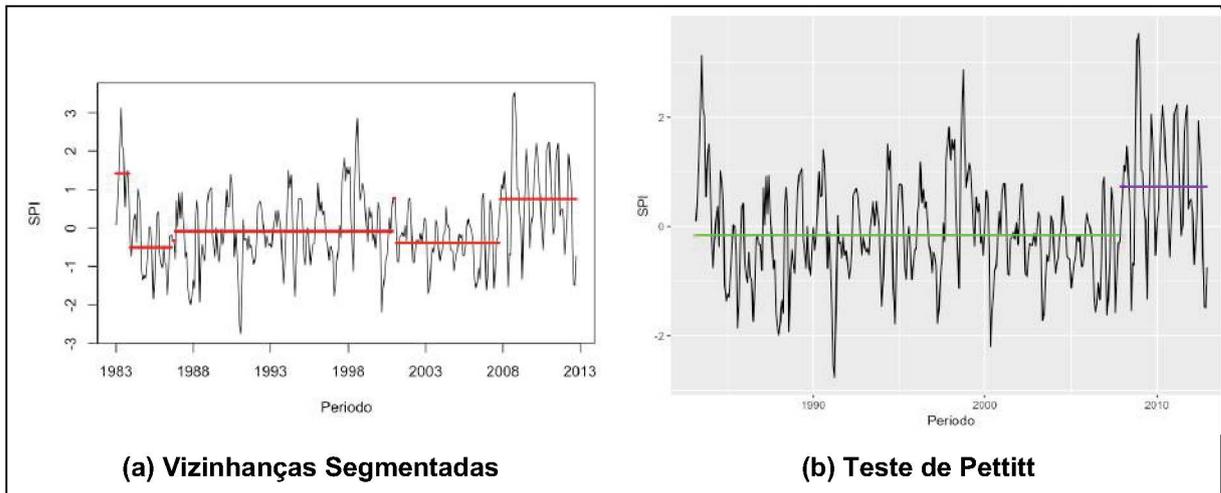
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 86



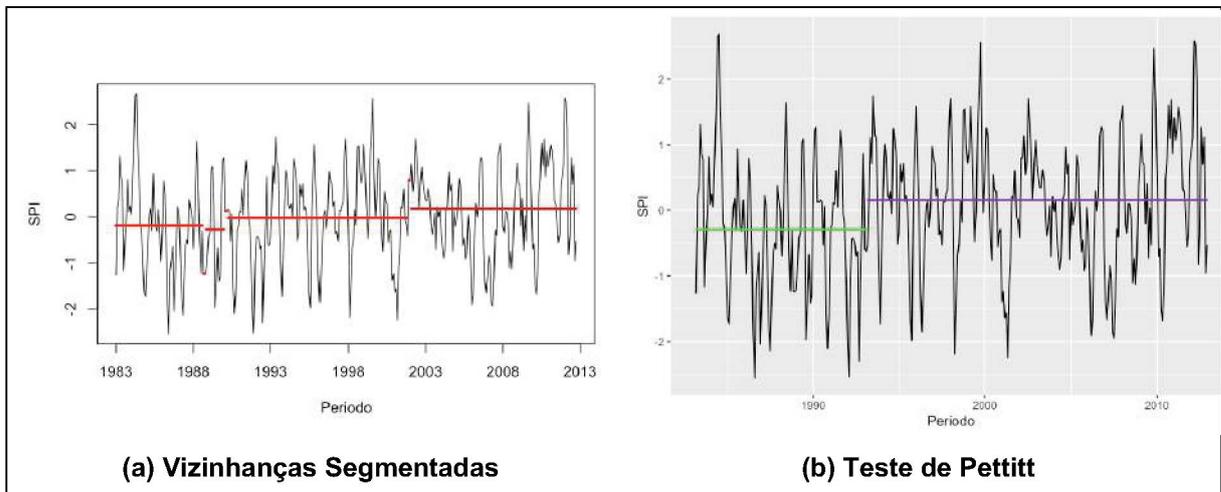
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 88



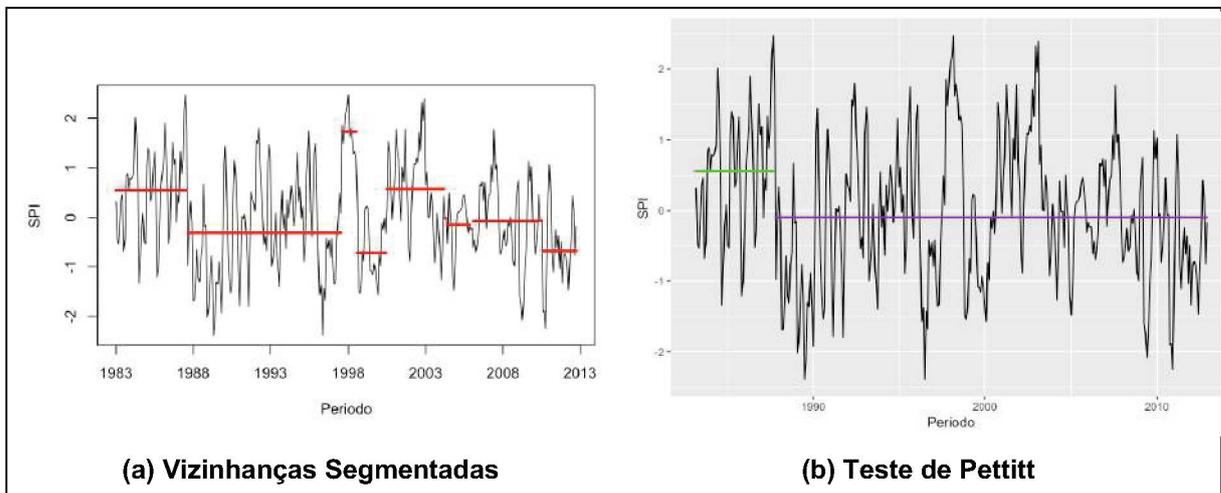
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 113



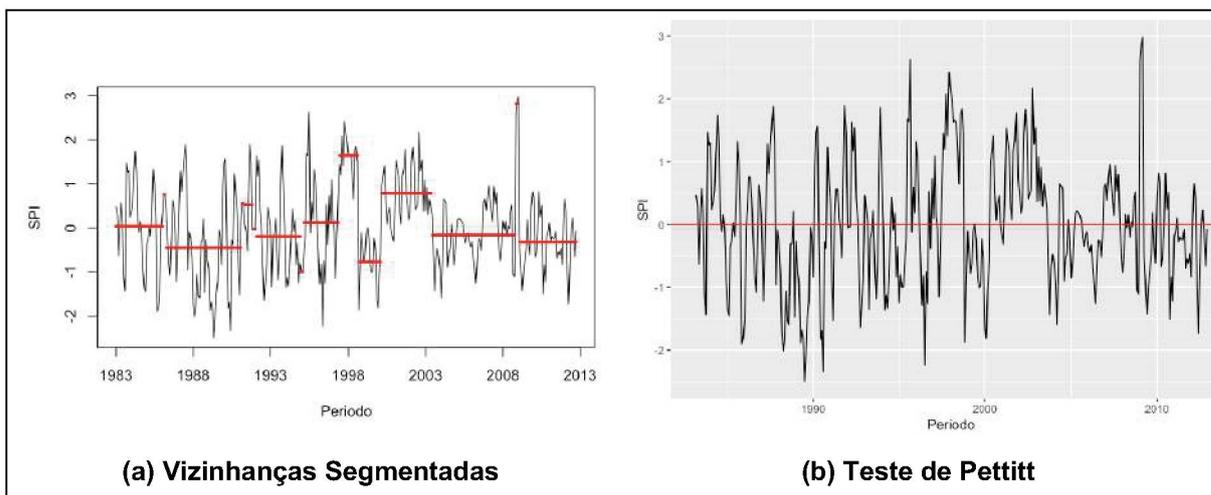
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 119



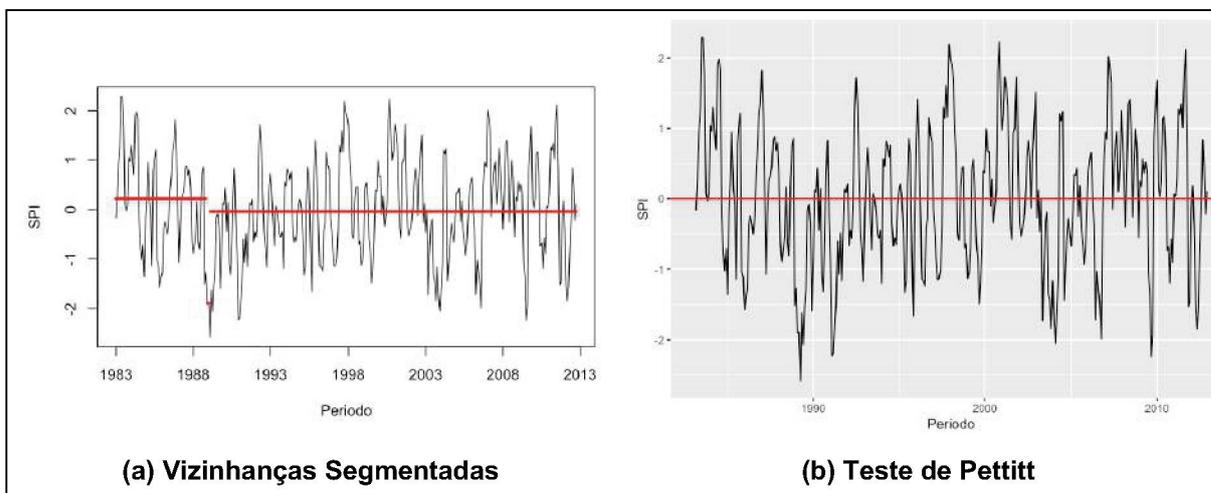
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 126



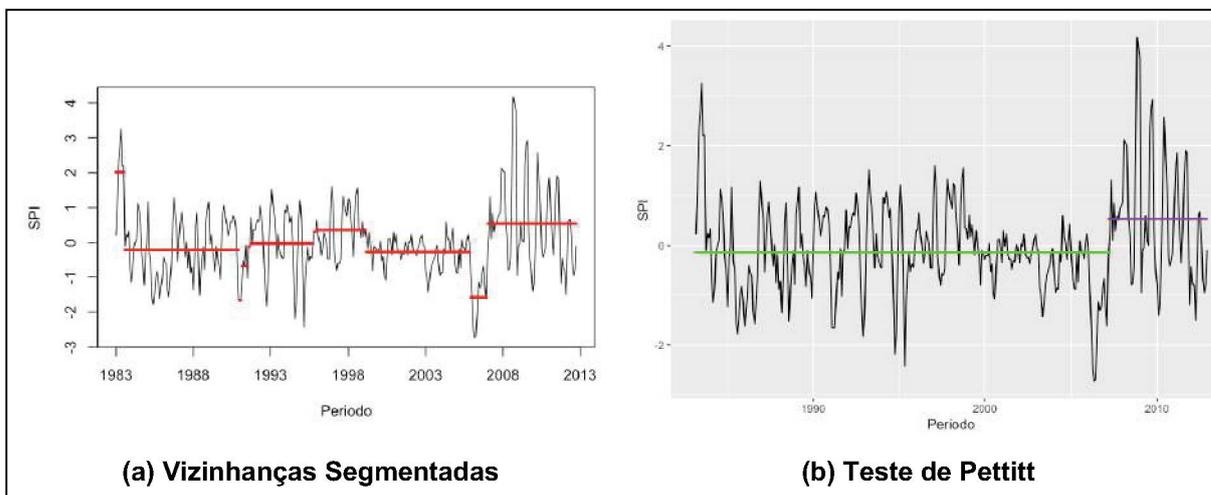
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 127



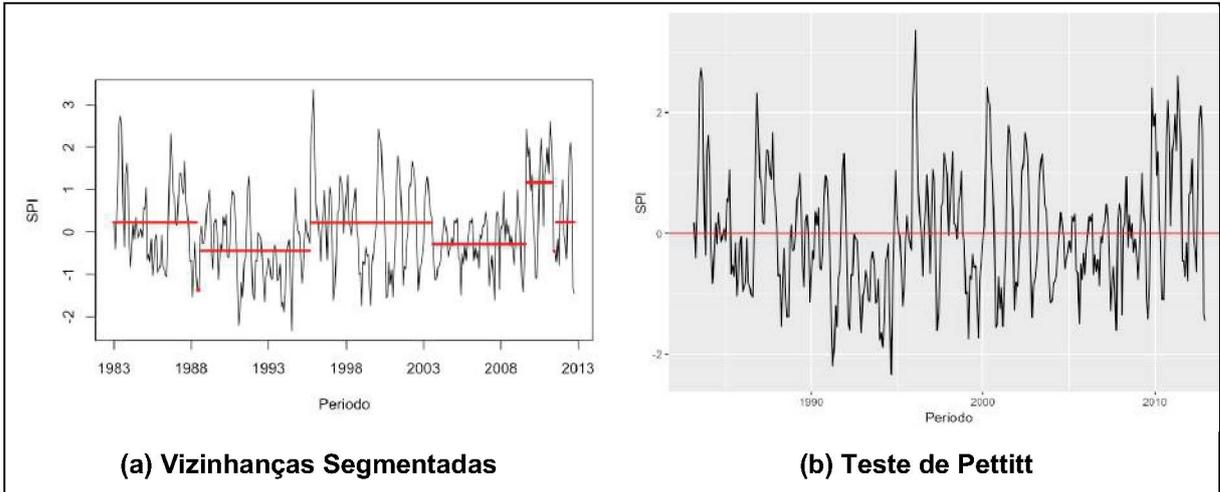
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 128



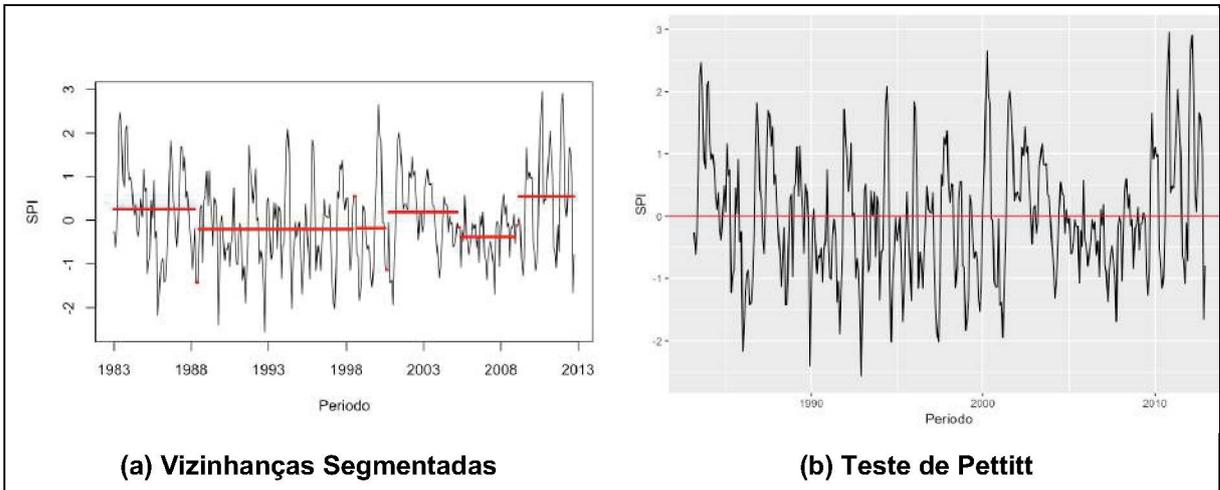
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 129



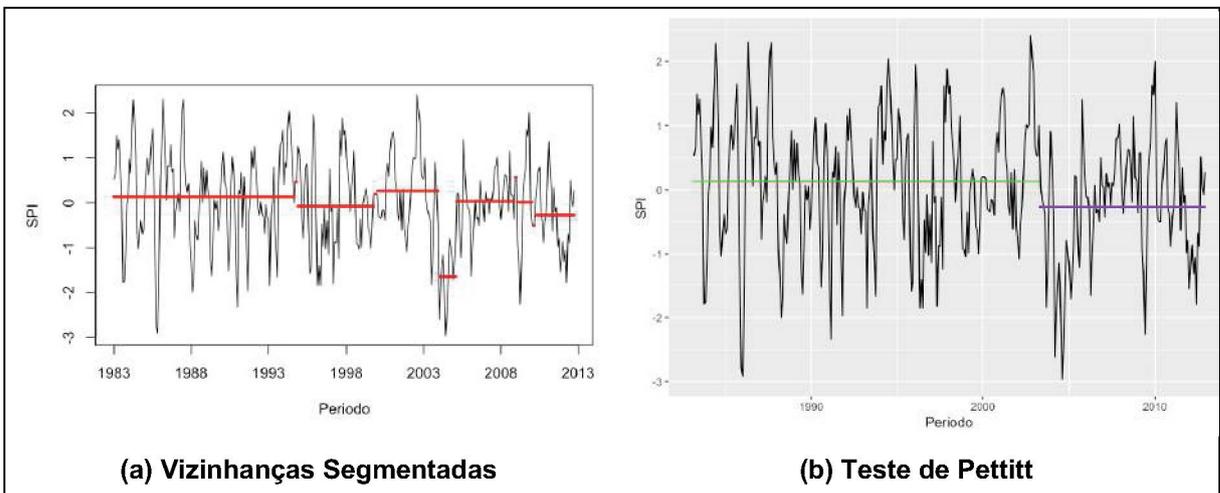
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 130



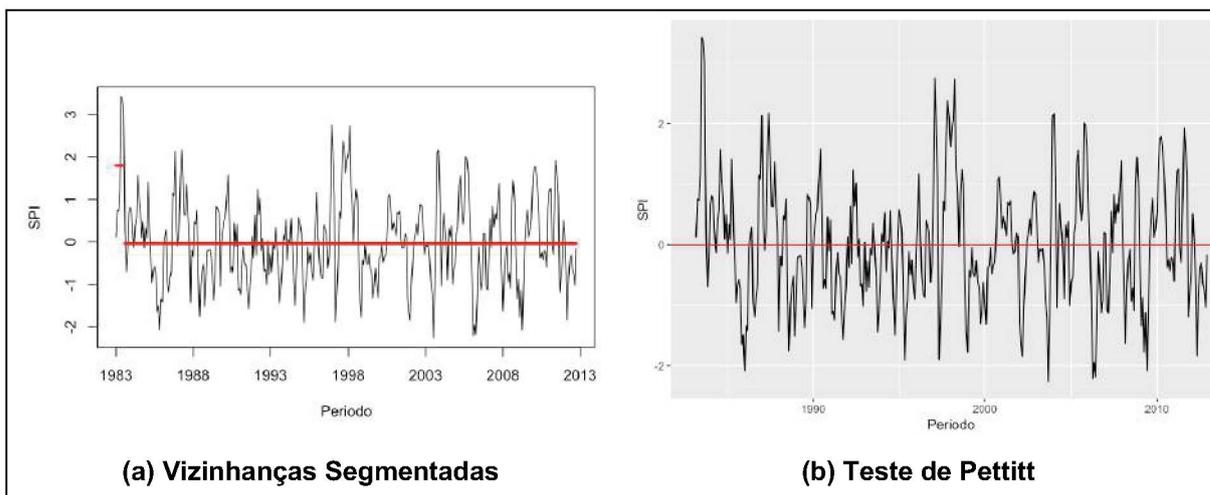
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 131



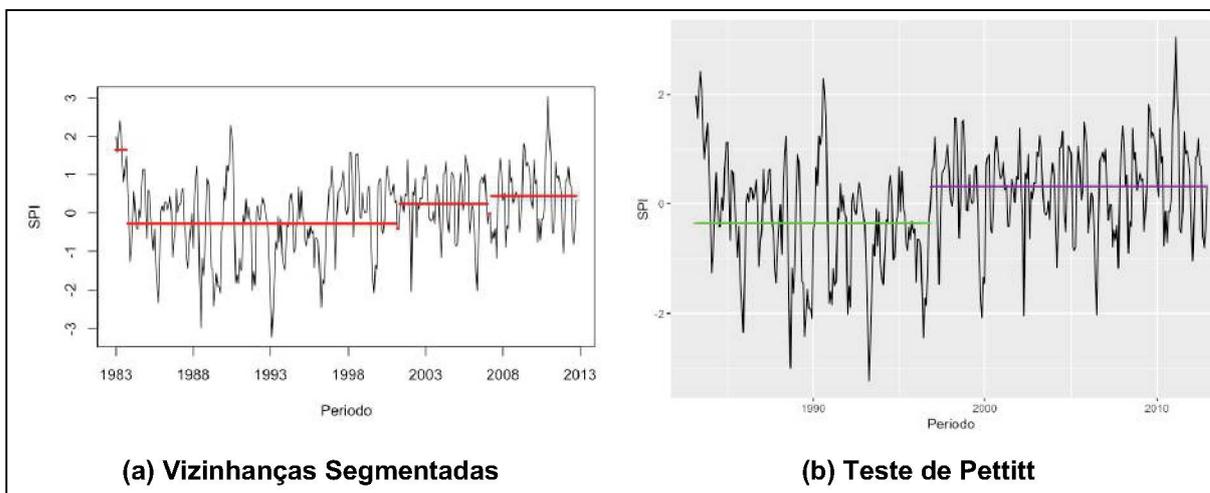
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 190



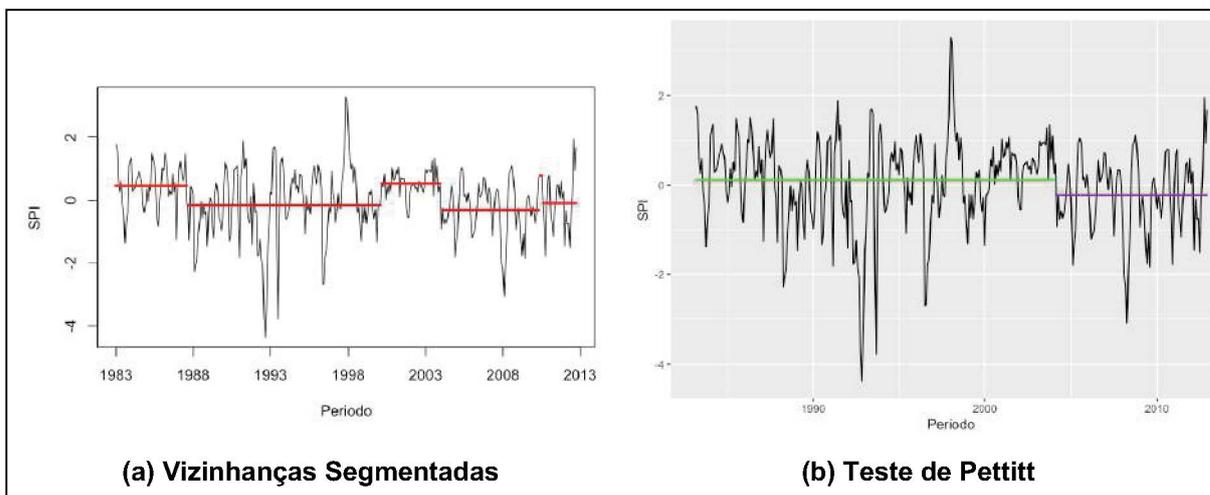
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 199



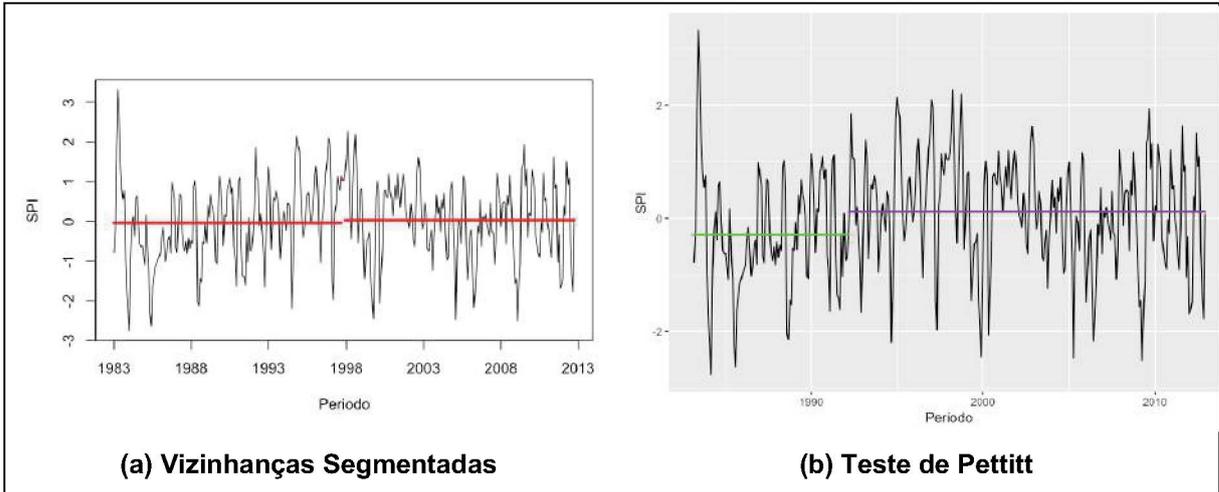
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 201



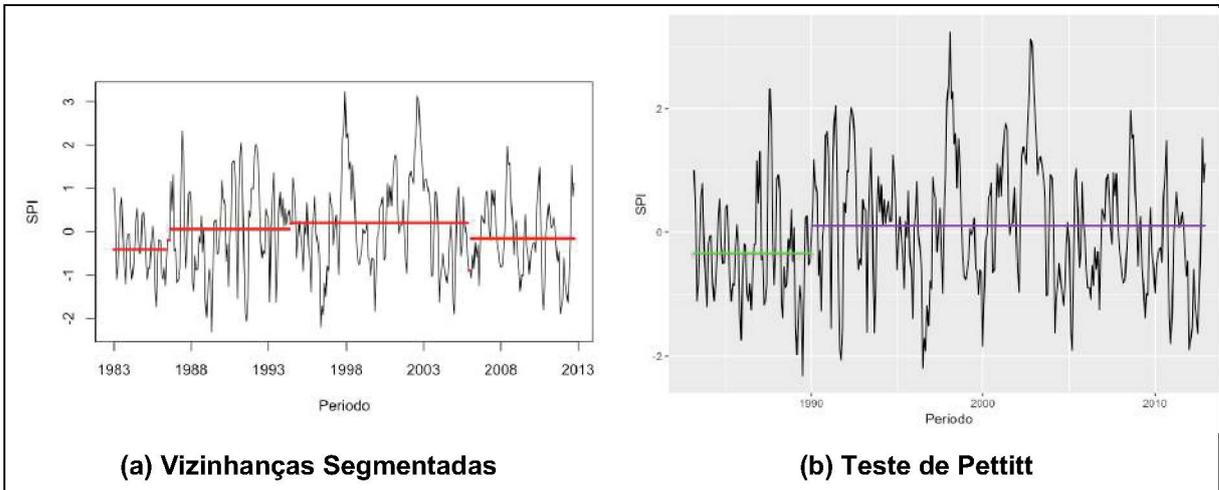
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 210



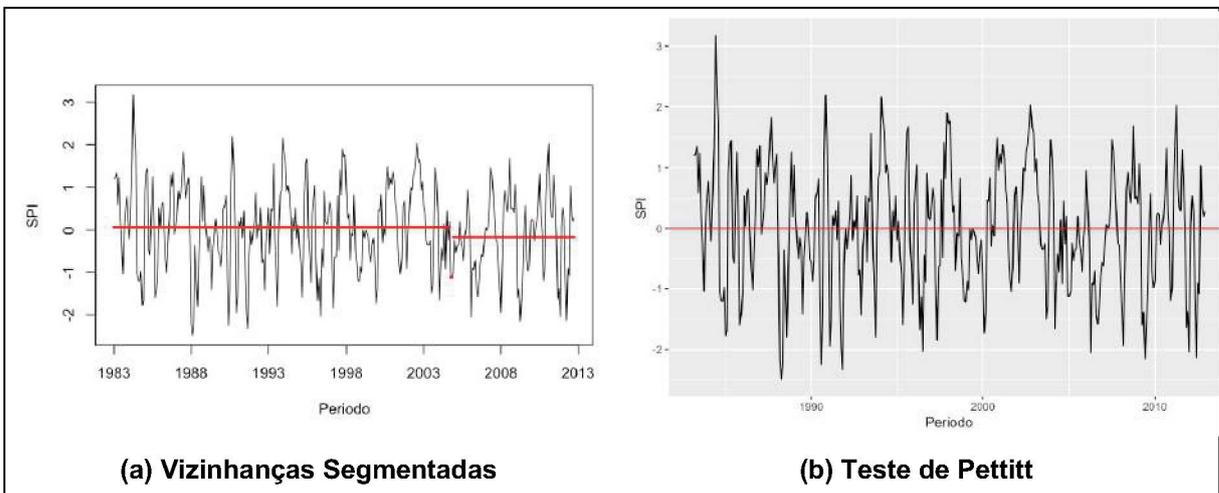
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 213



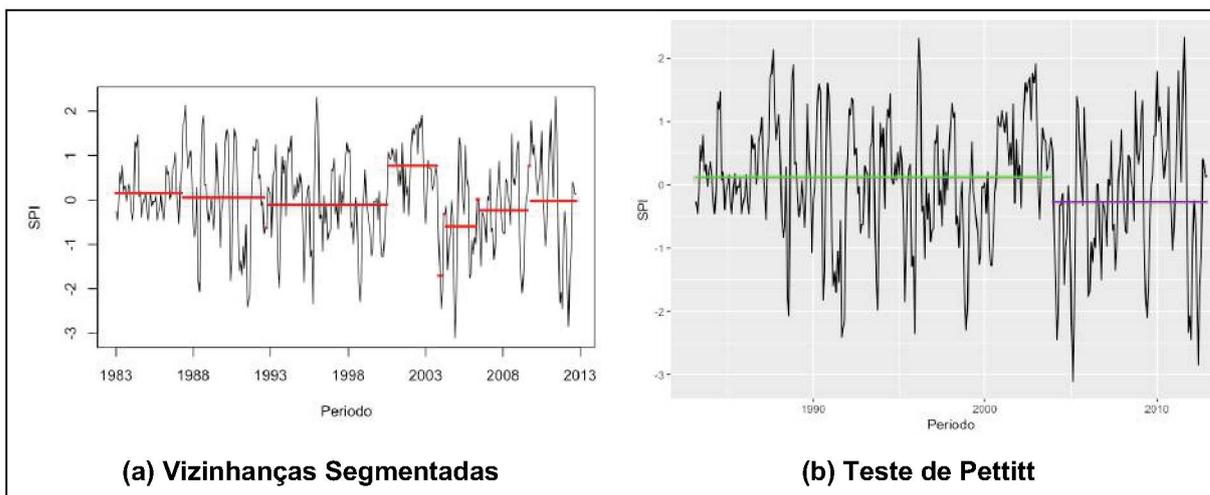
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 216



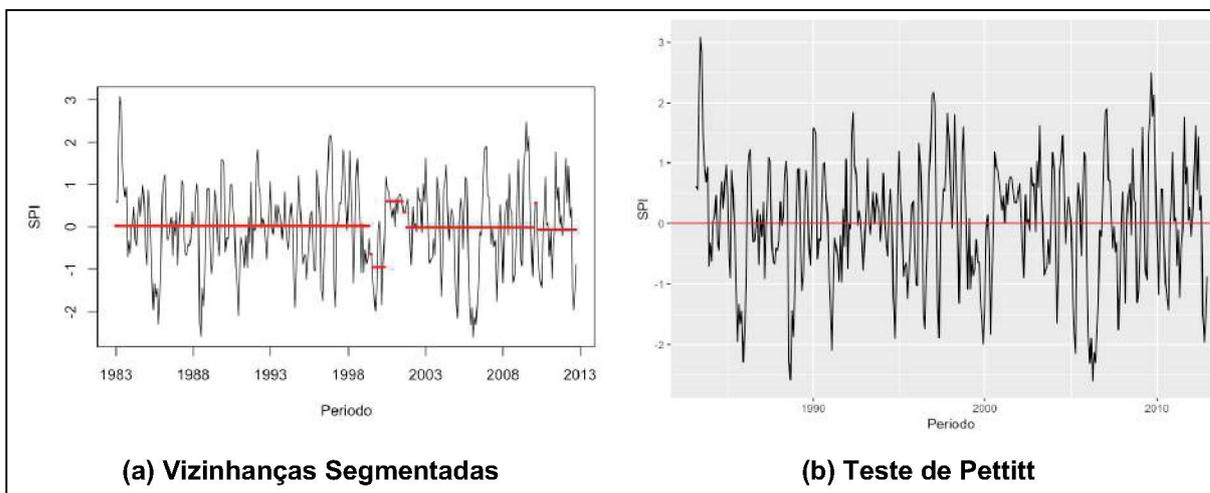
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 230



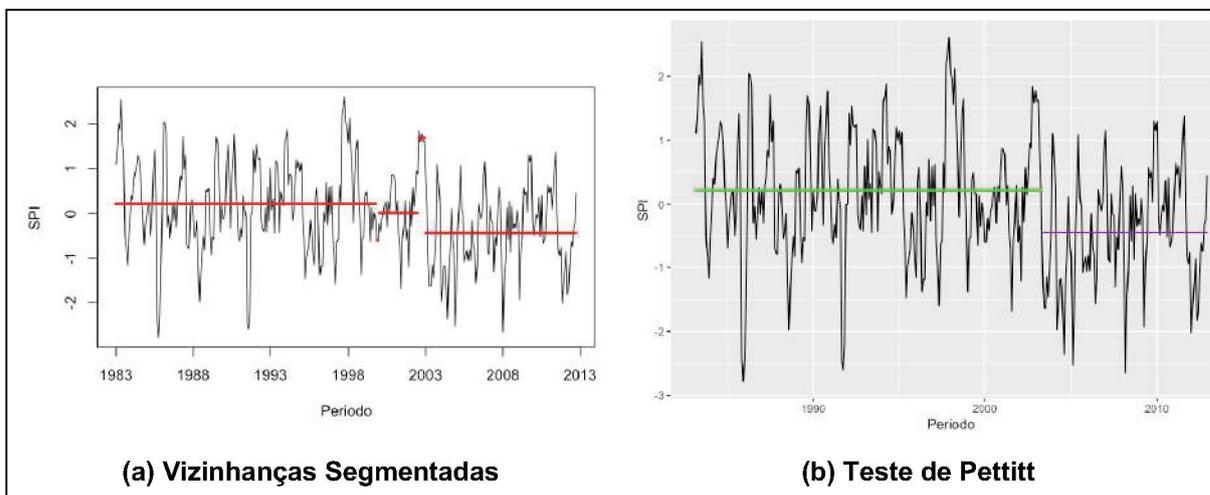
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 237



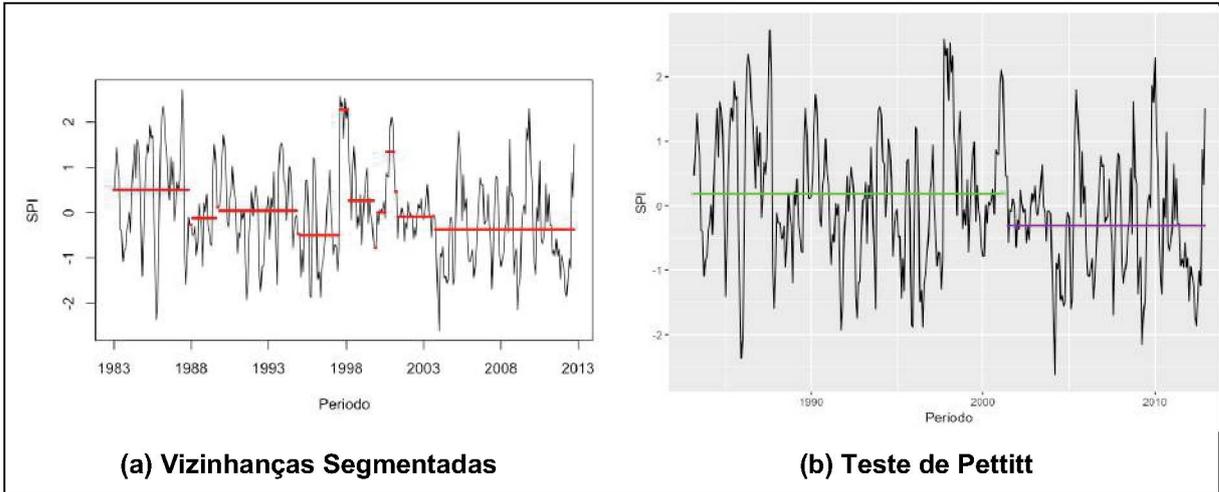
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 241



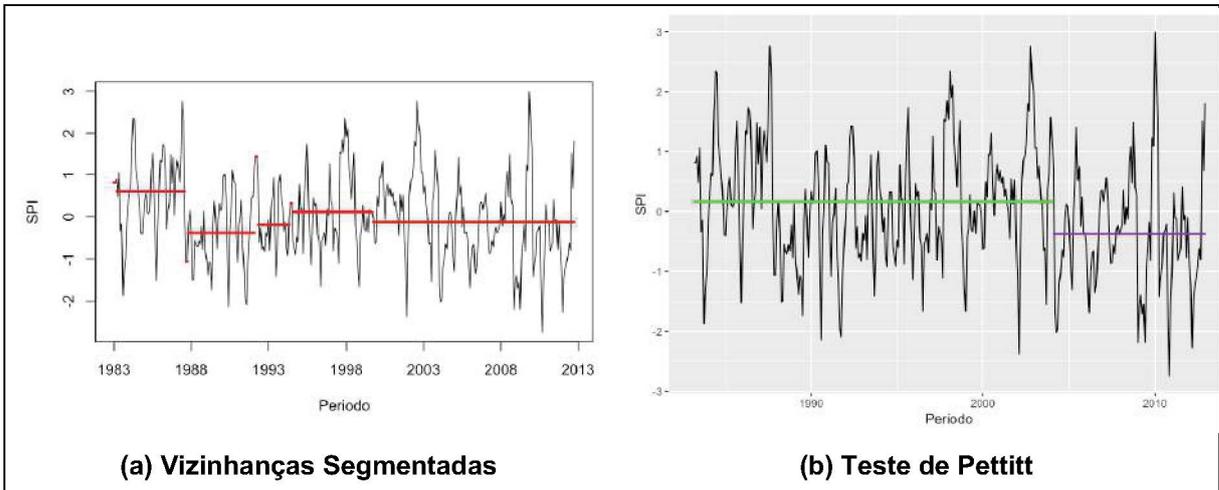
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 262



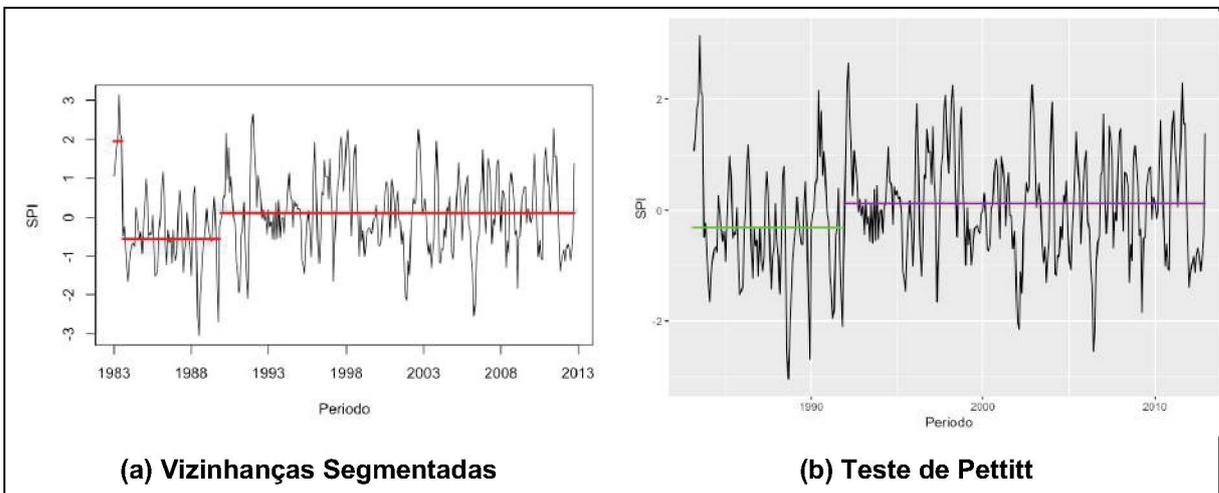
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 263



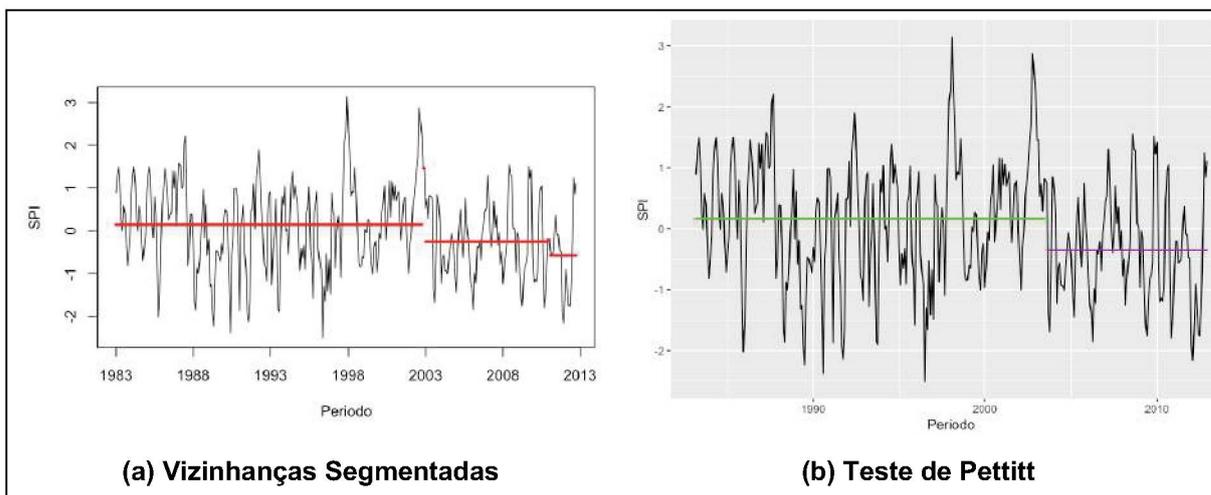
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 264



PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 265

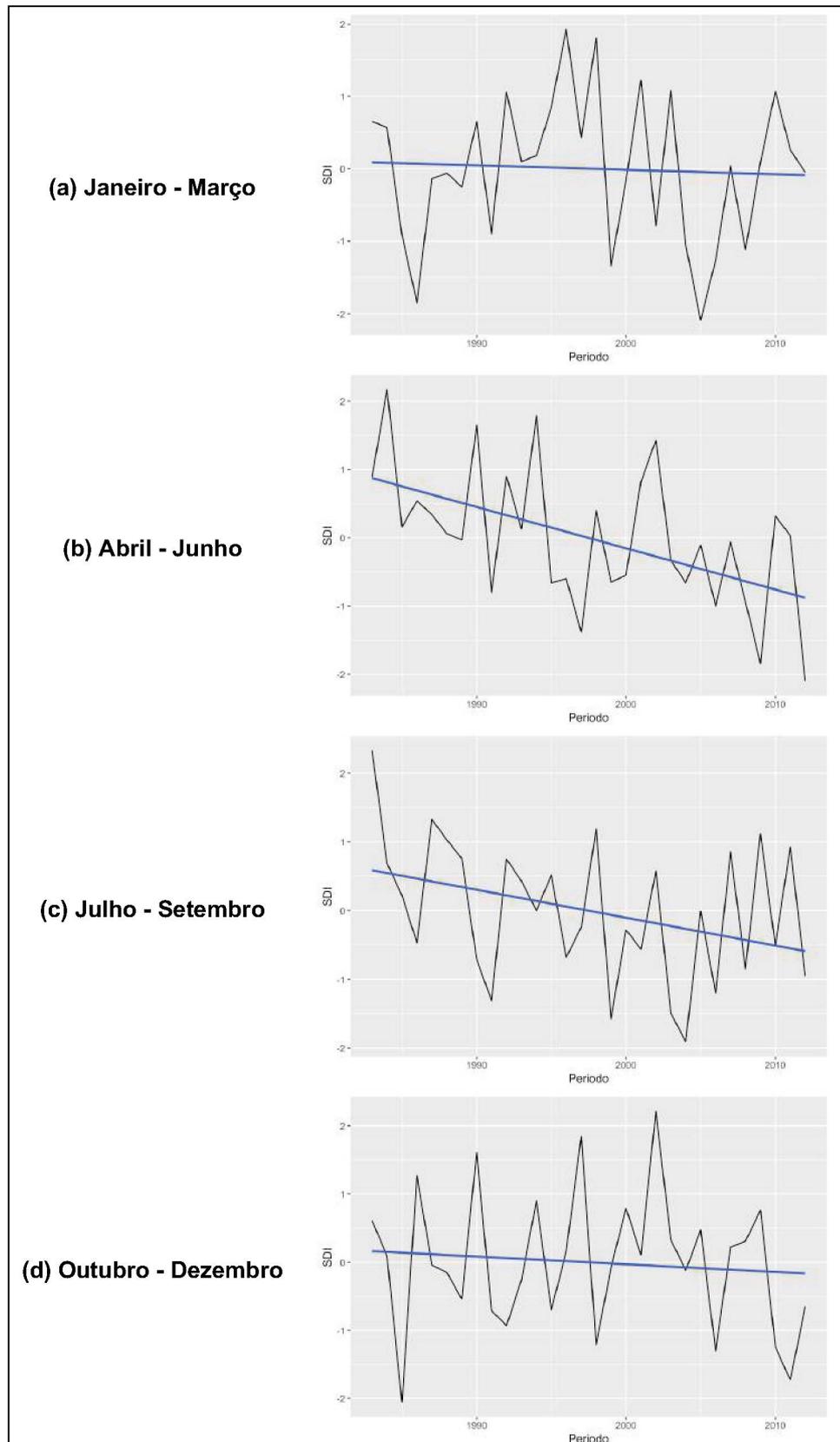


PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SPI PARA SUB-BACIA 266

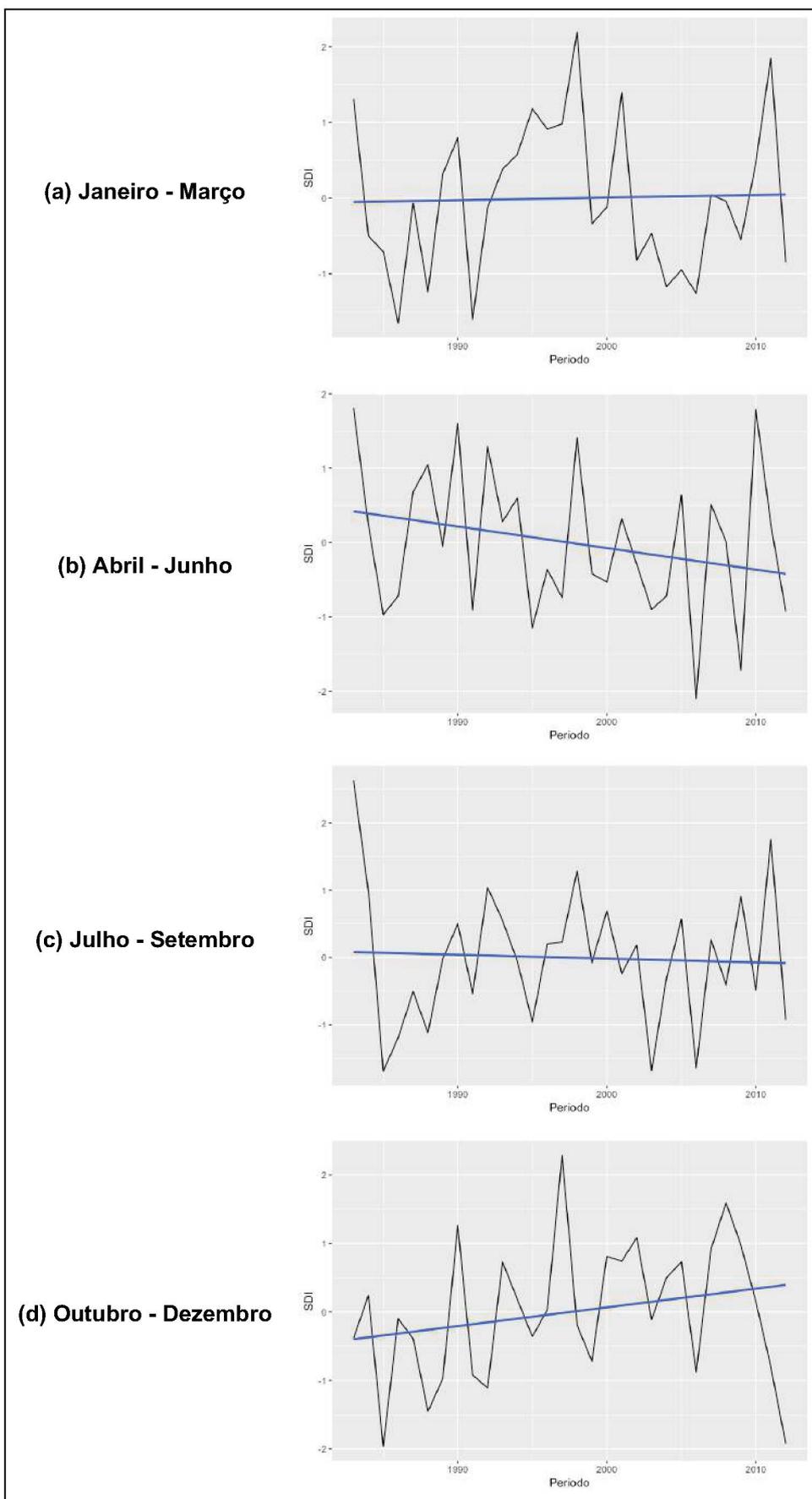


APÊNDICE C – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES

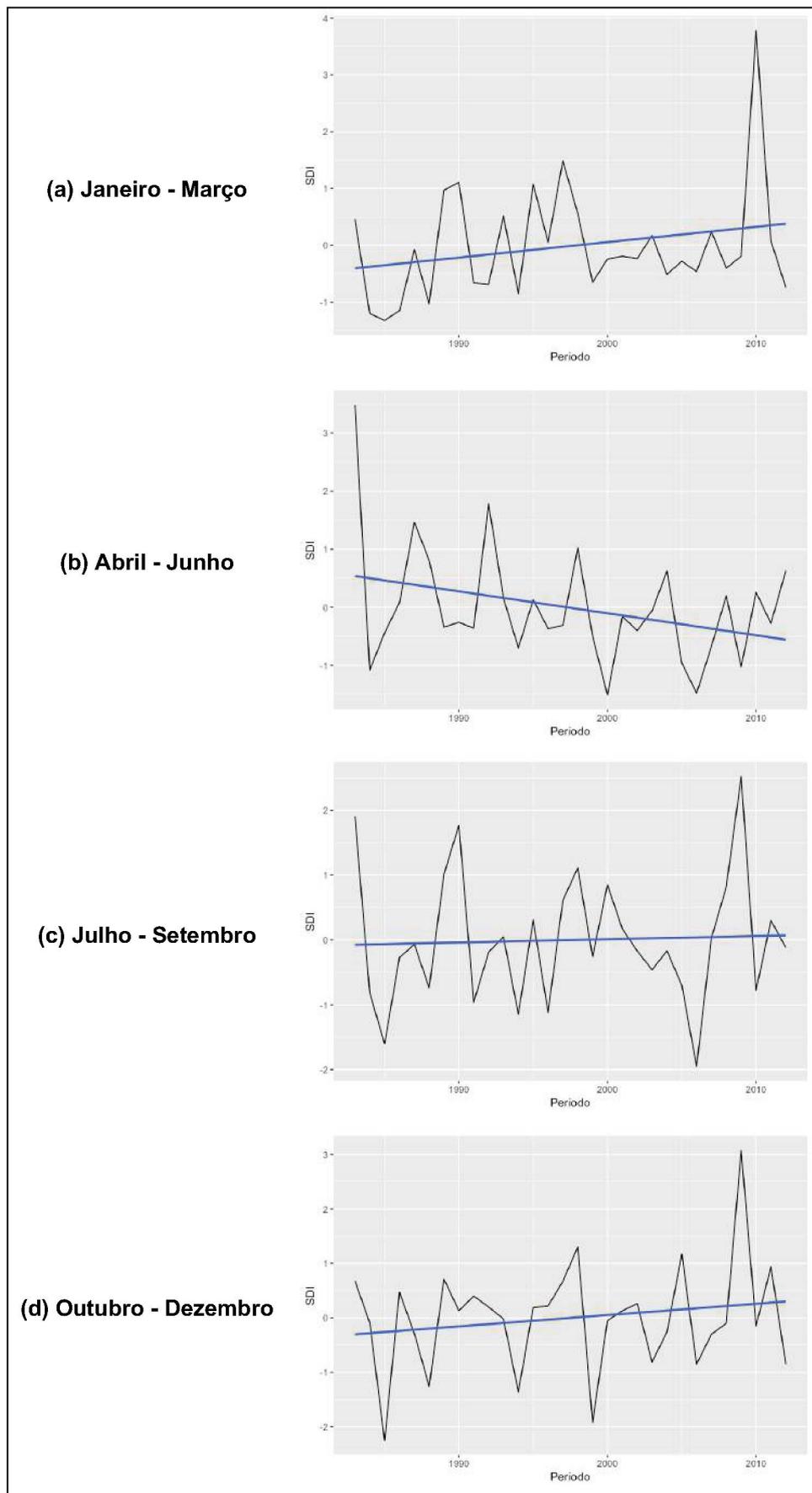
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 26: NOVA PALMIRA



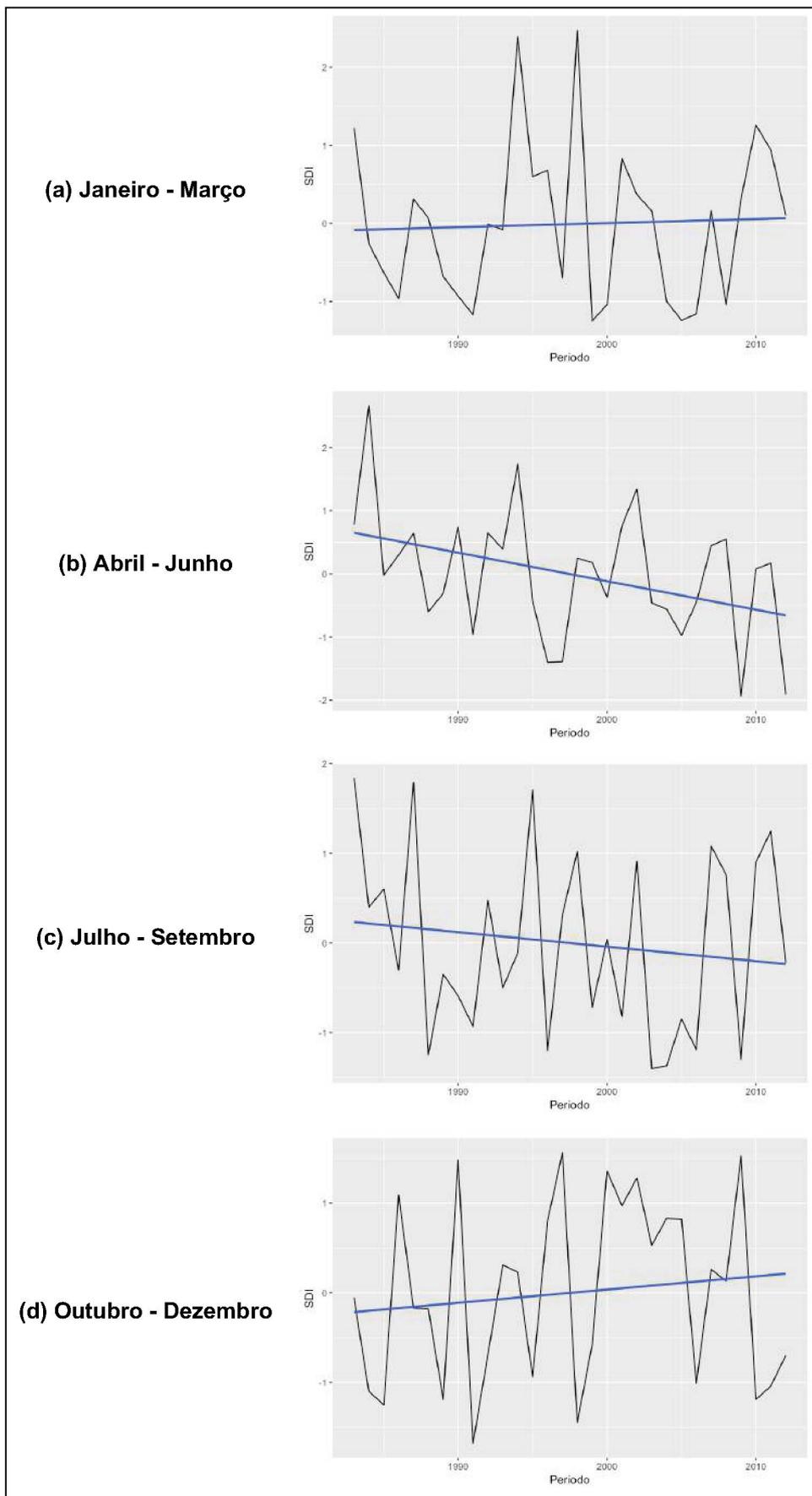
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 27: PASSO MAROMBAS



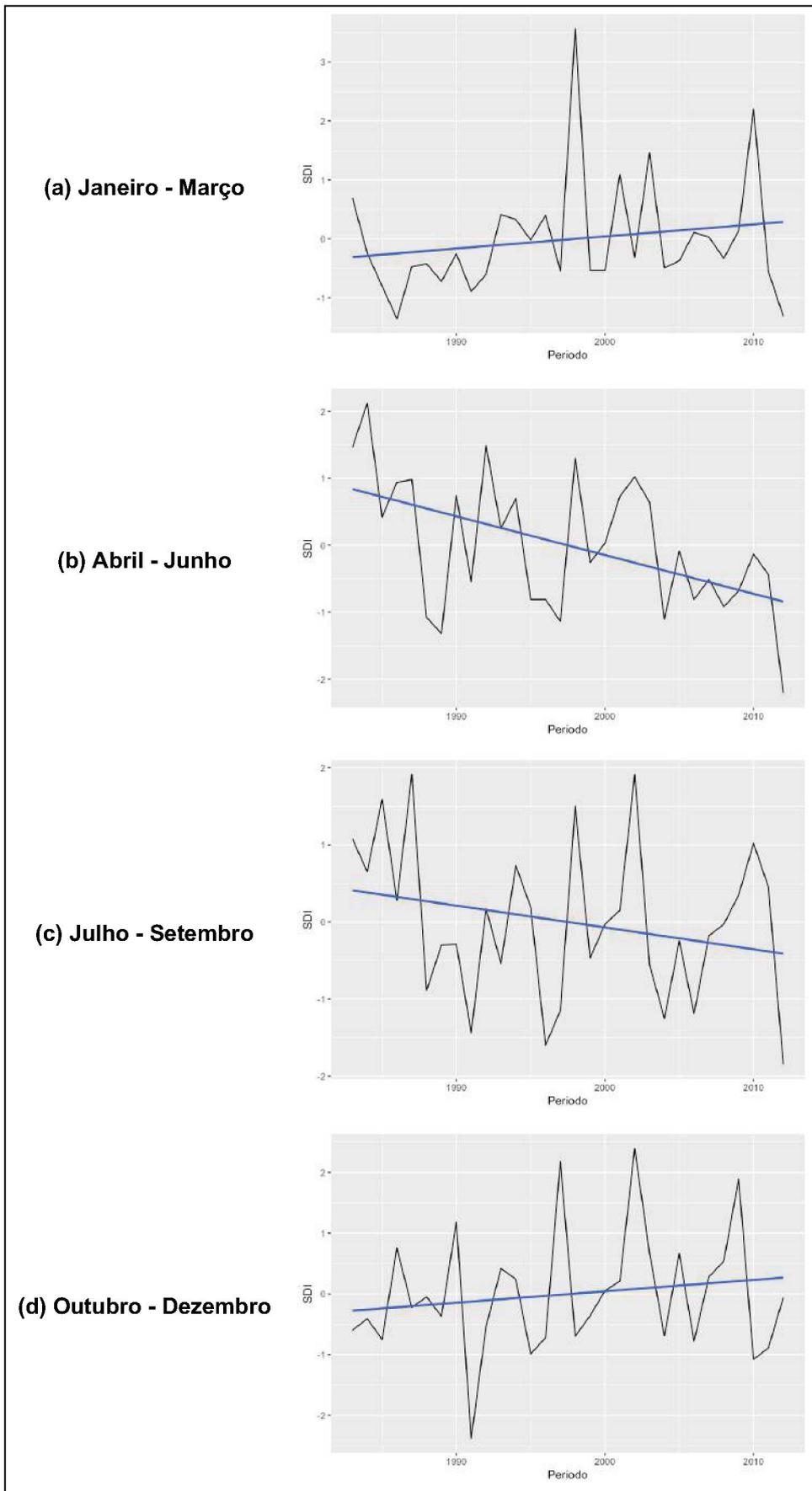
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 31: TOMAZINA



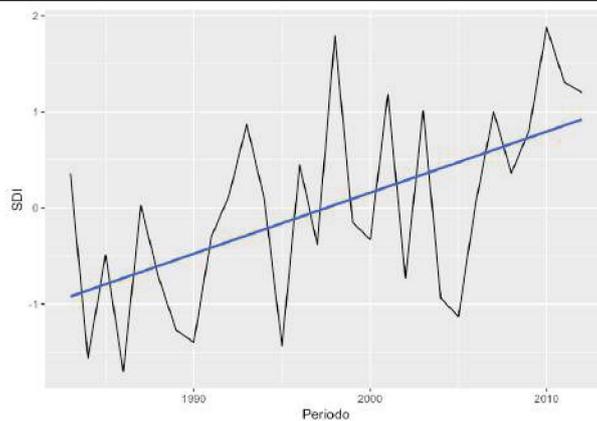
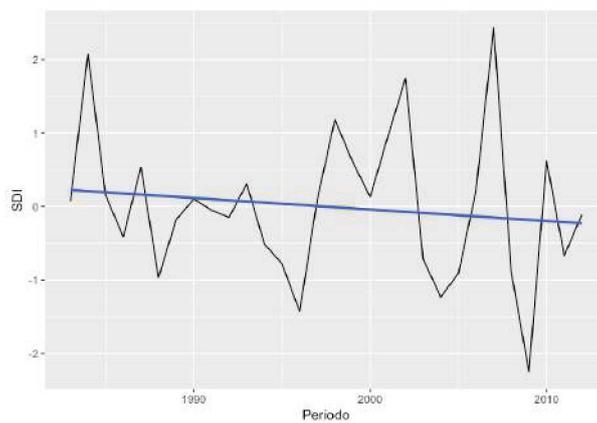
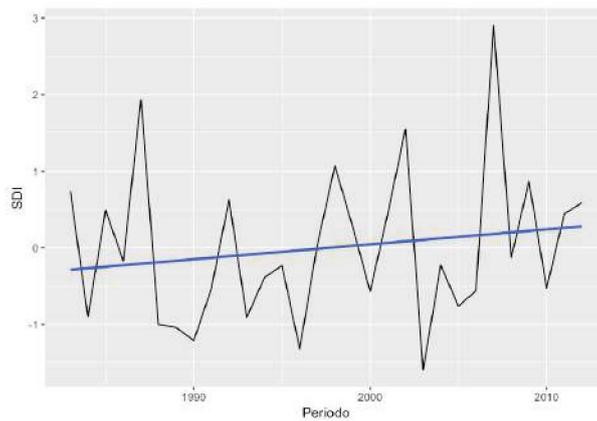
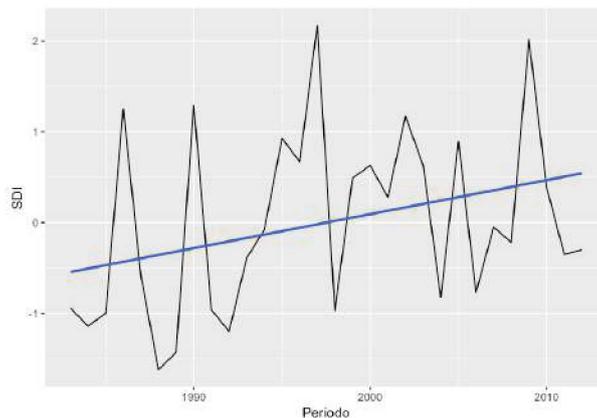
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 65: PASSO DAS CANOAS AUXILIAR



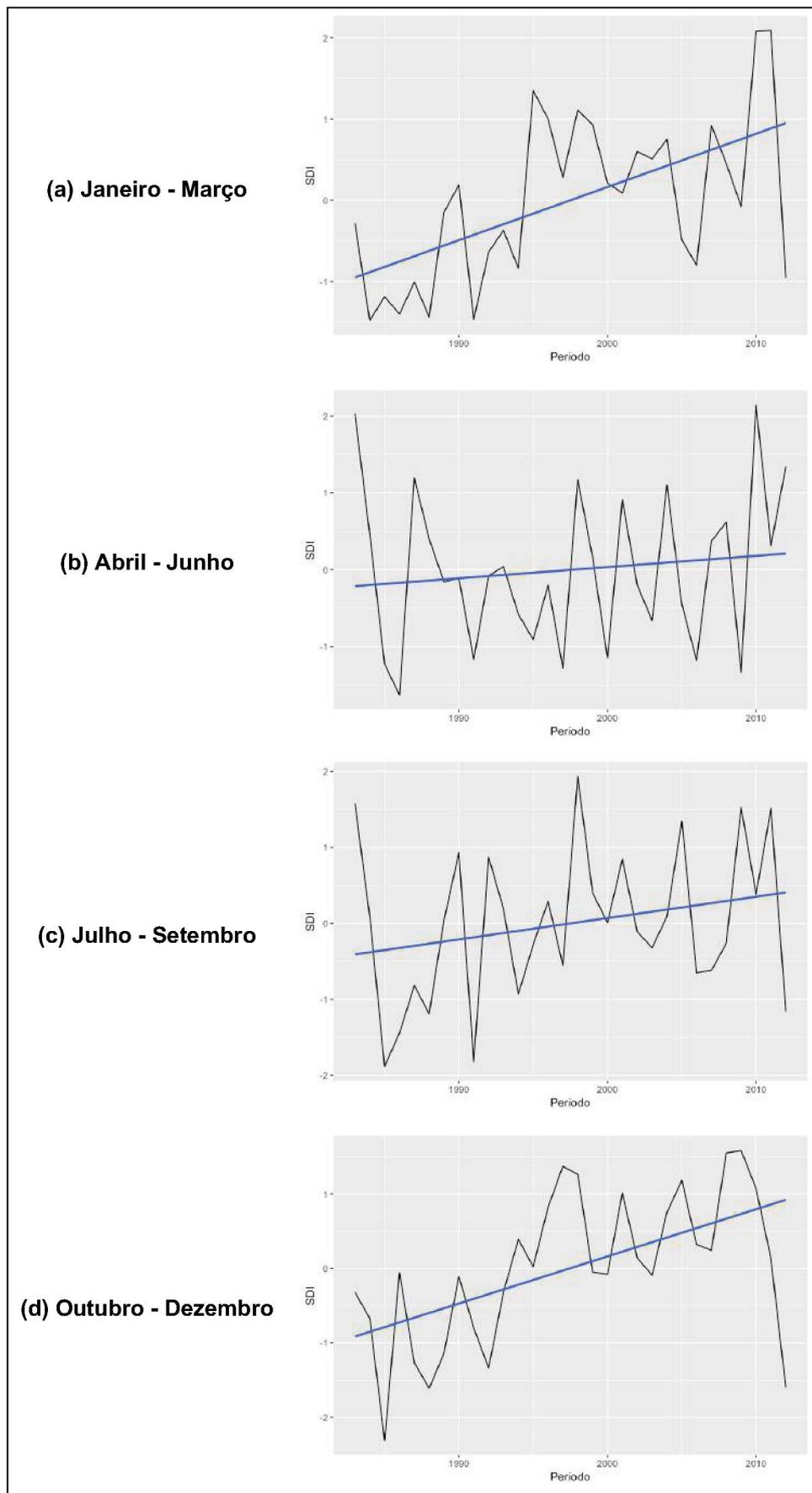
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 66: PASSO SÃO LOURENÇO



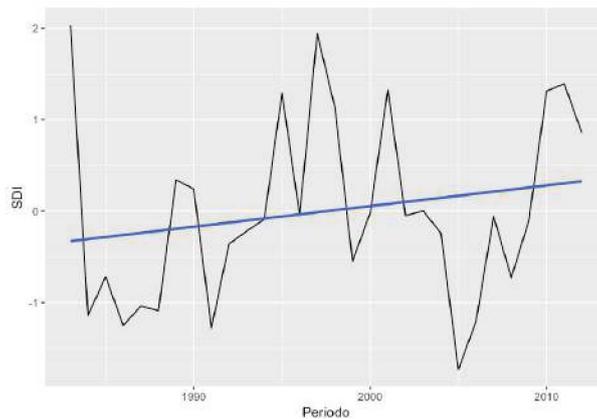
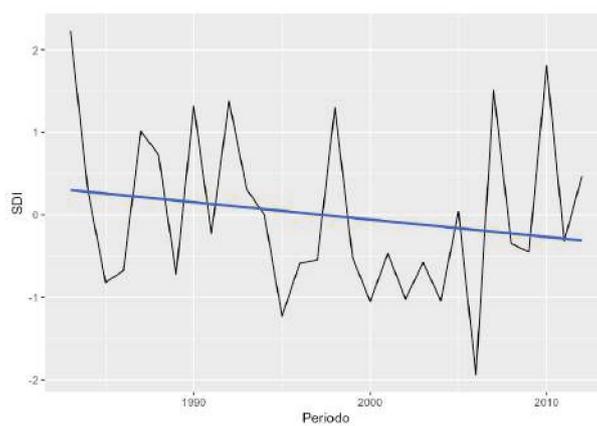
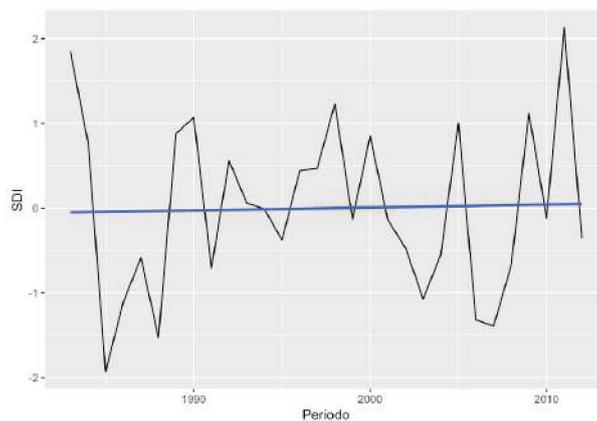
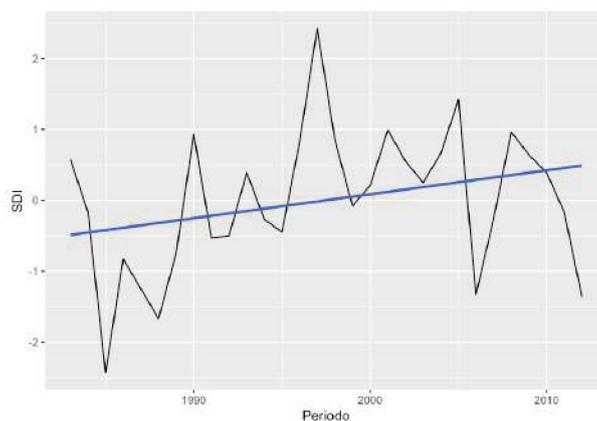
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 67: IPIRANGA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

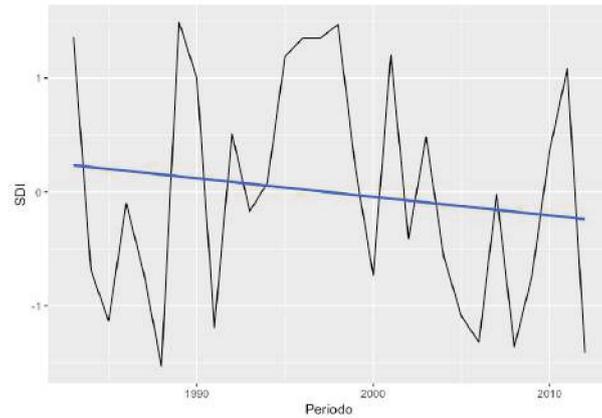
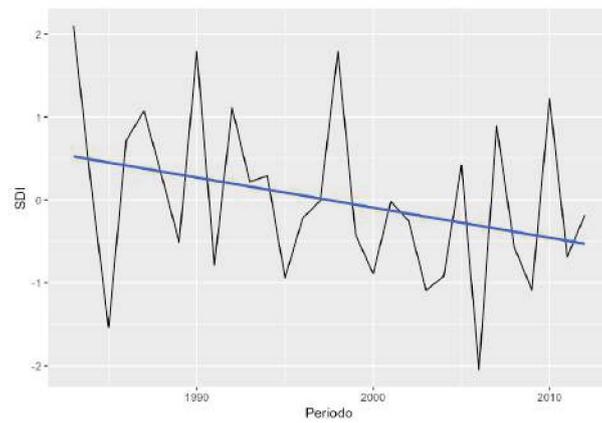
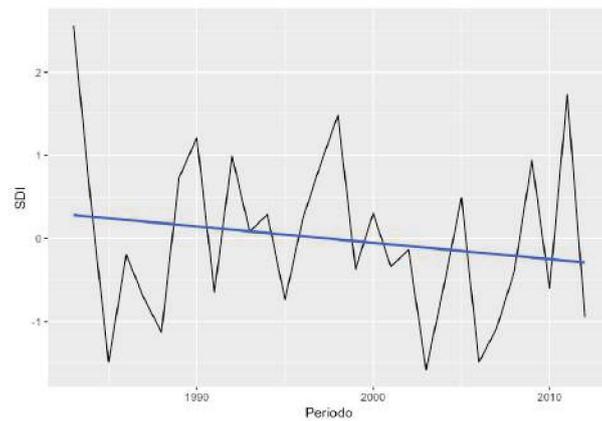
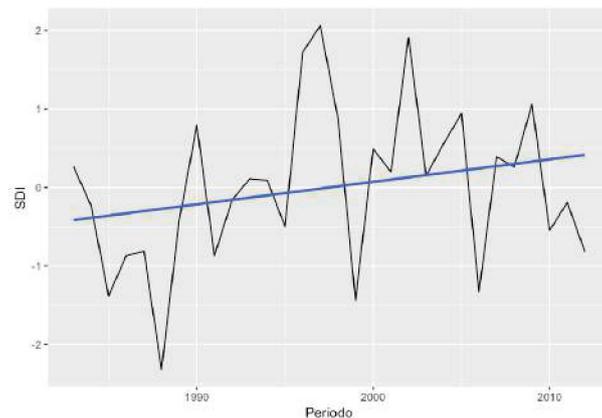
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 70: FAZENDINHA



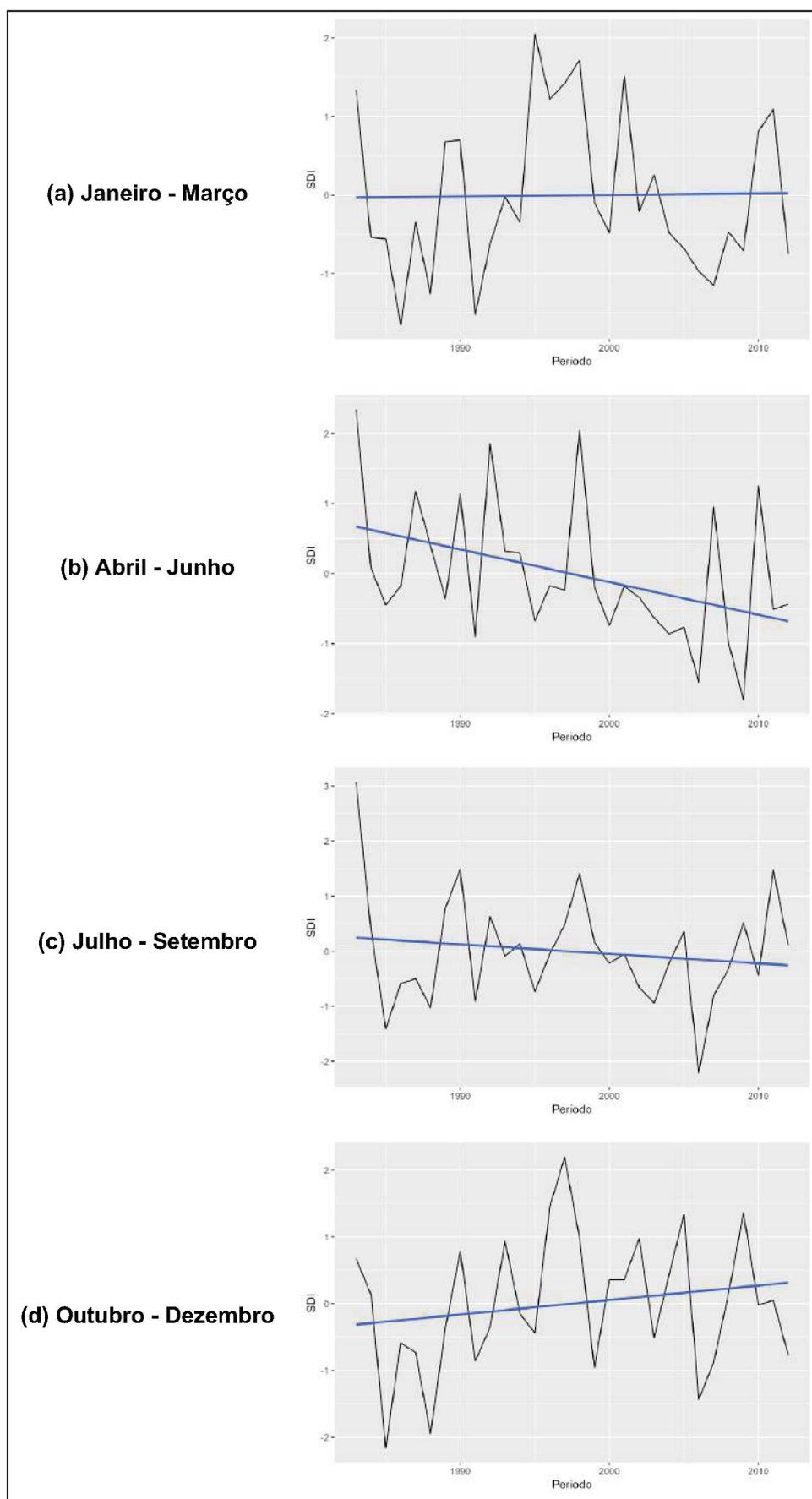
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 71: PORTO VITÓRIA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

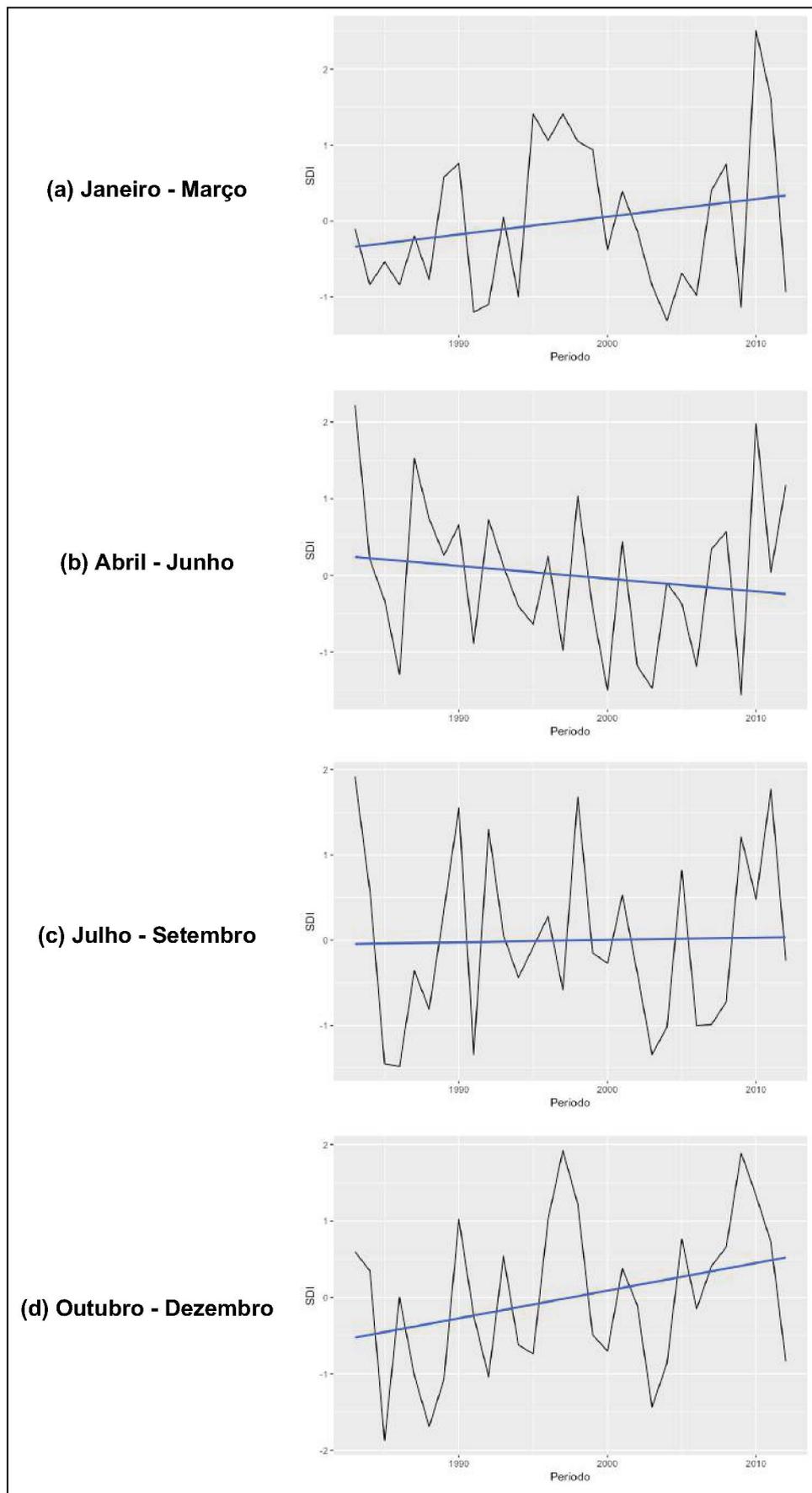
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 72: PONTE DO VITORINO

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

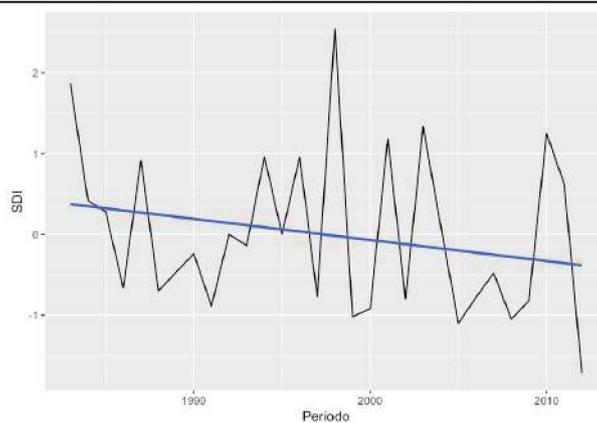
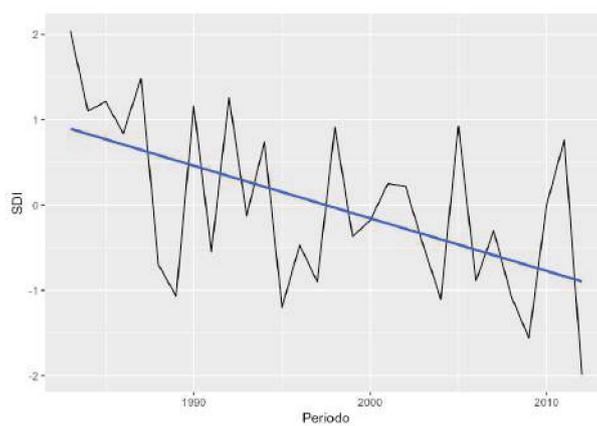
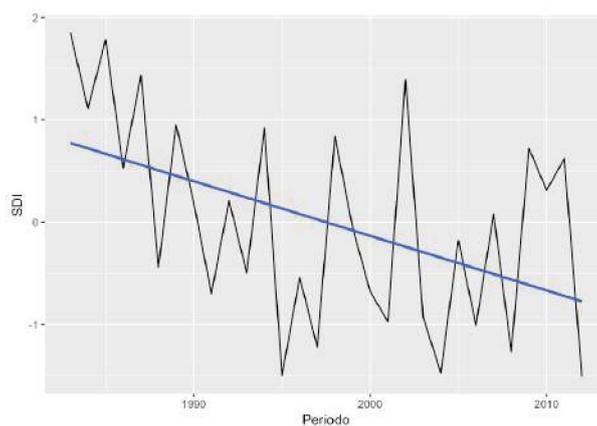
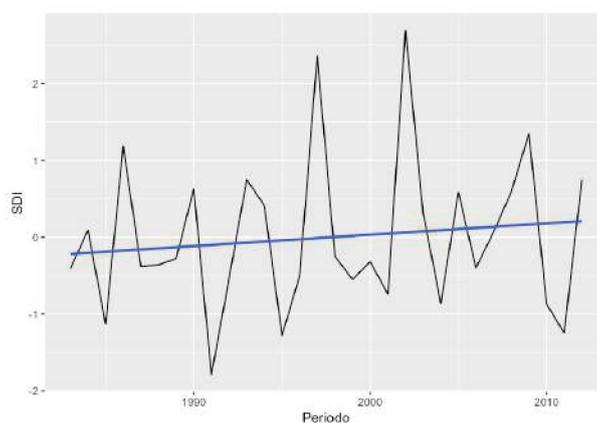
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 73: SALTO CATARATAS



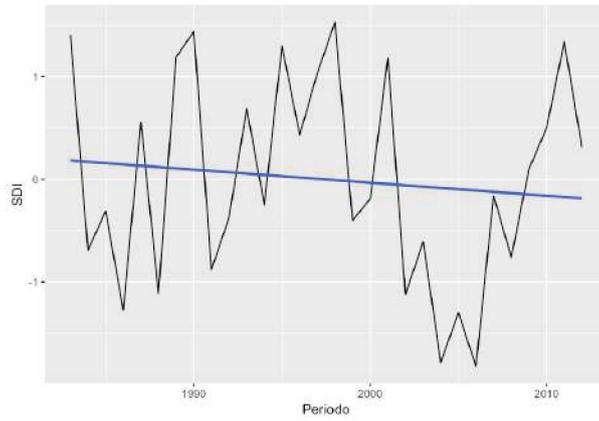
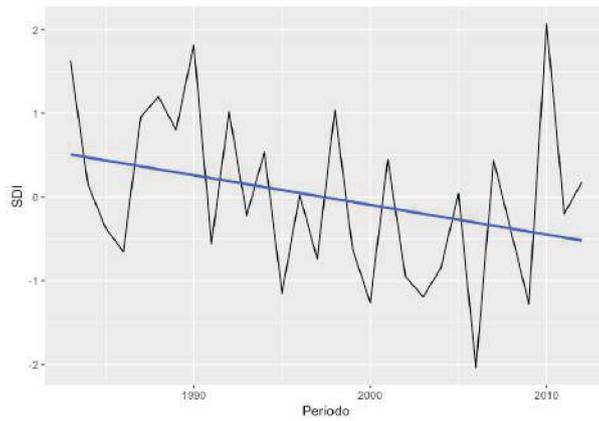
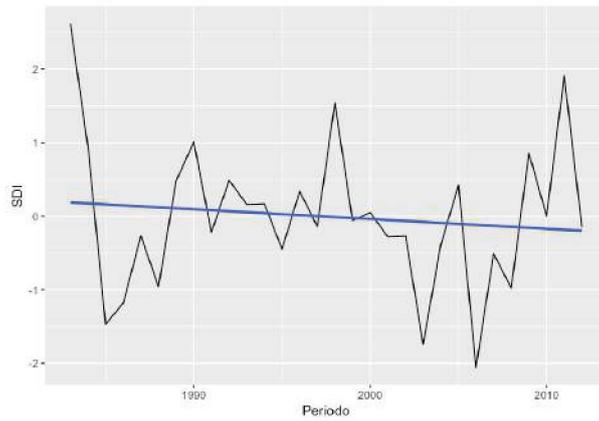
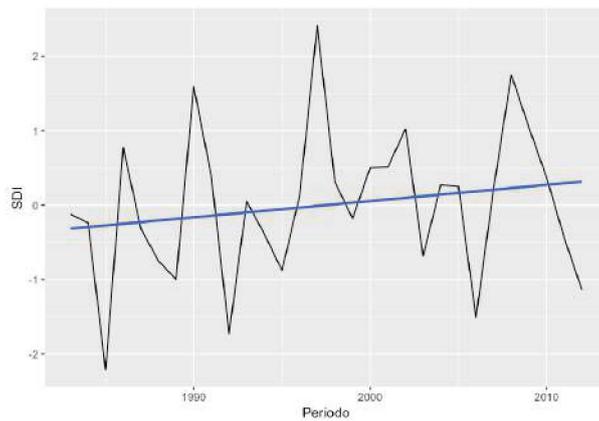
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 74: RIO VÁRZEA DOS LIMA



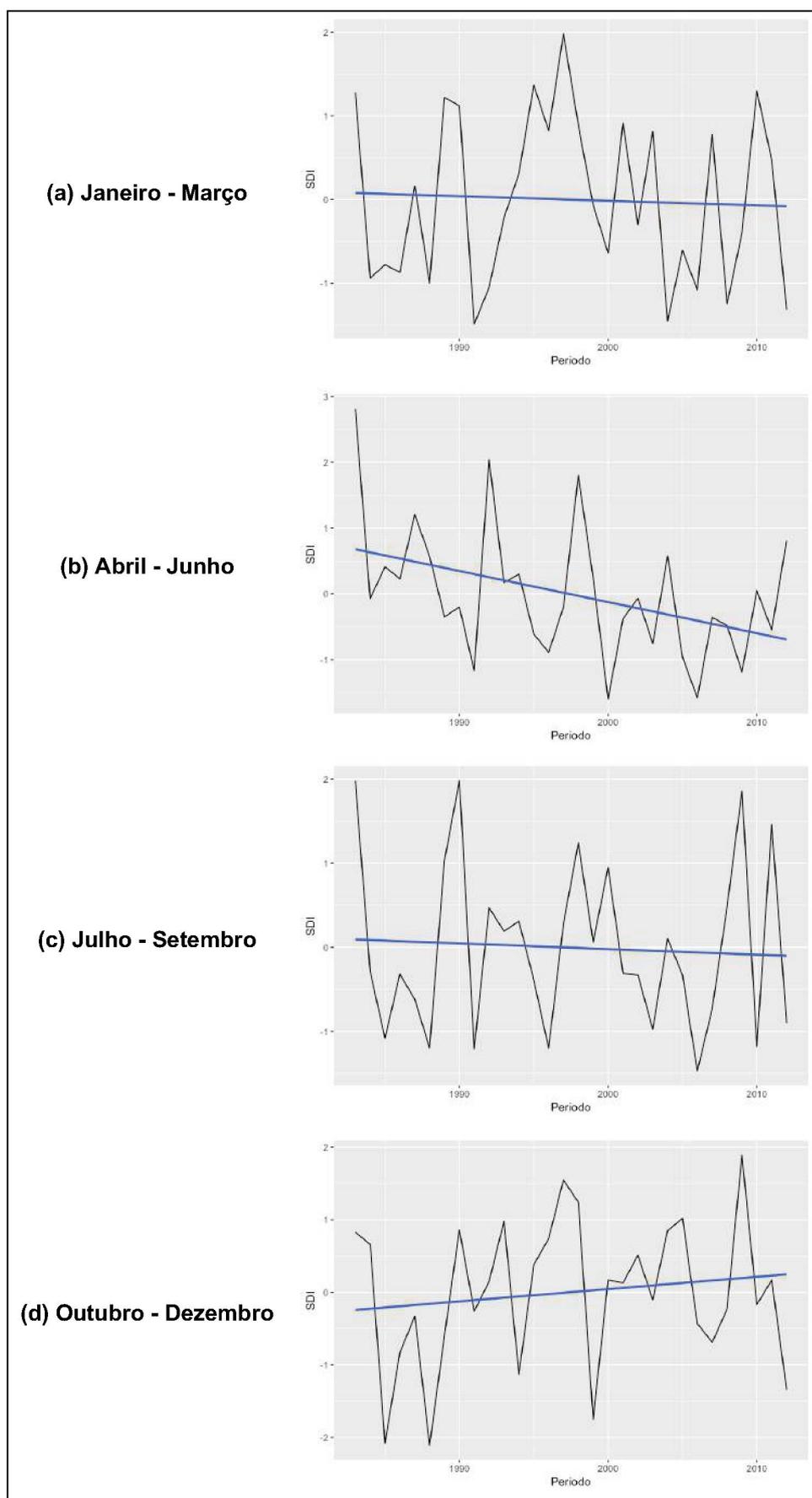
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 76: CONCEIÇÃO

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

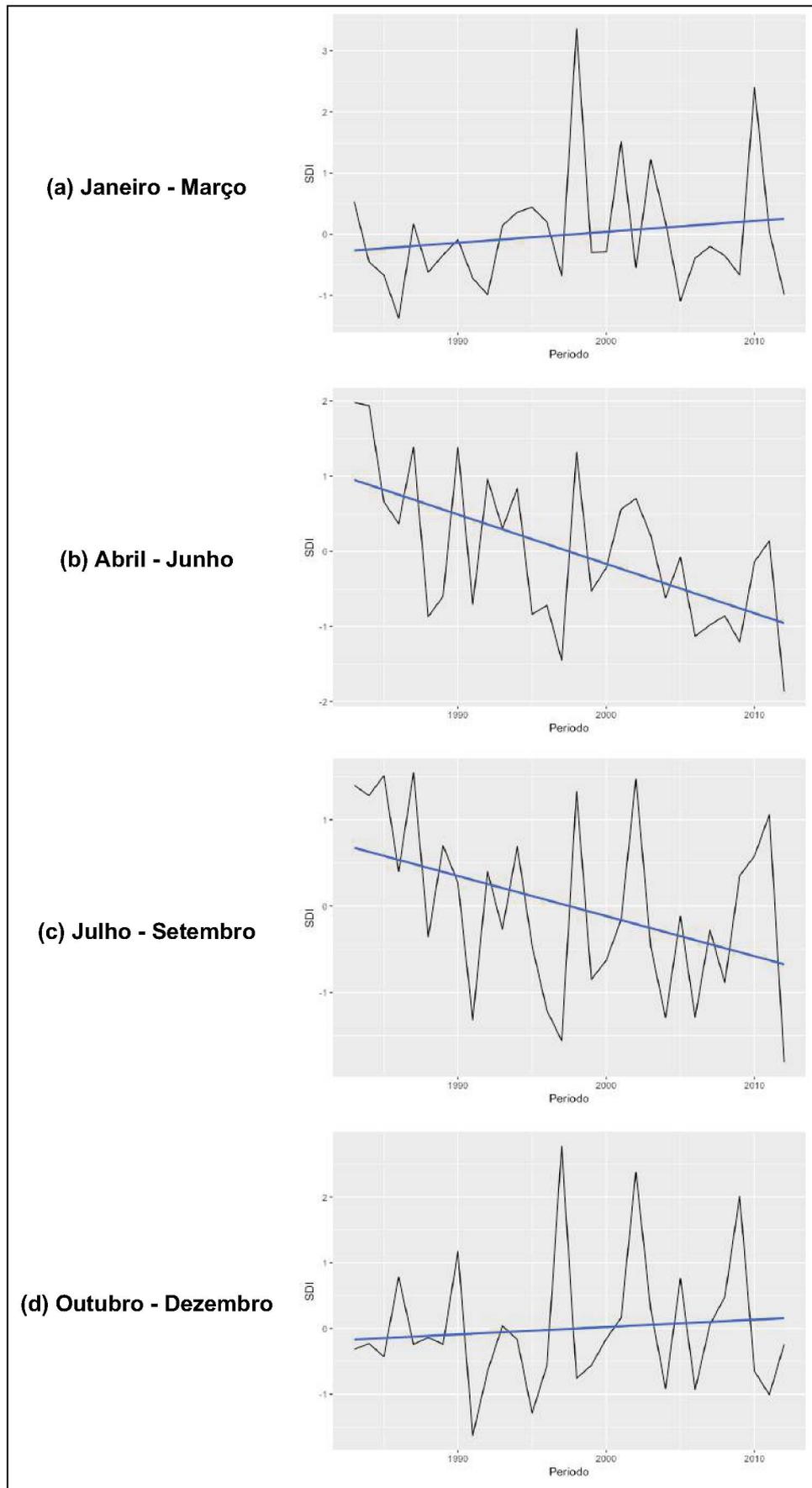
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 79: IBIRAMA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

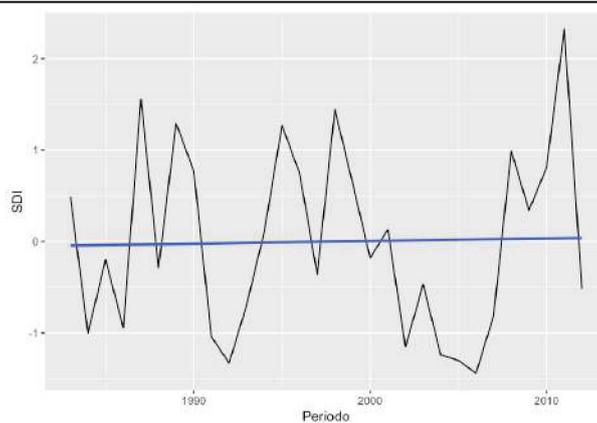
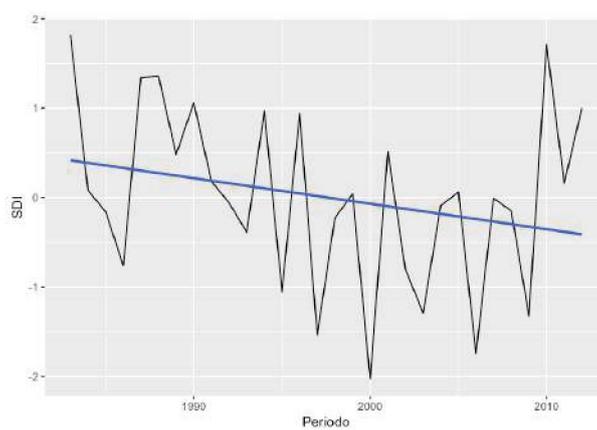
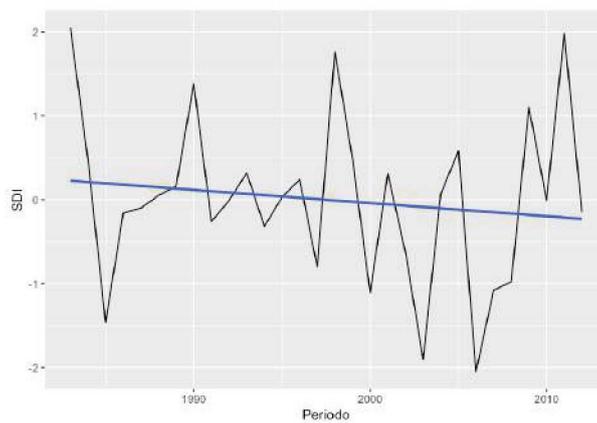
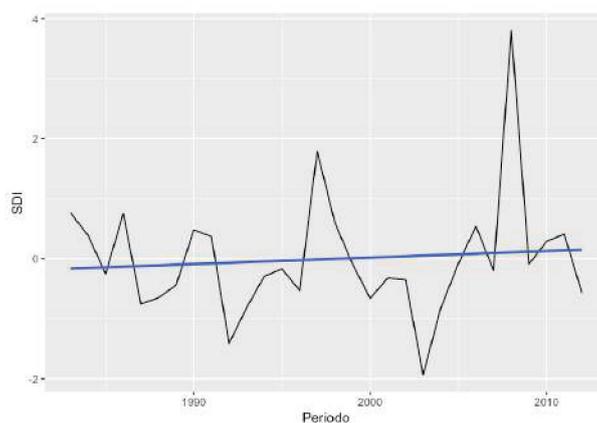
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 86: PORTO PARAÍSO DO NORTE



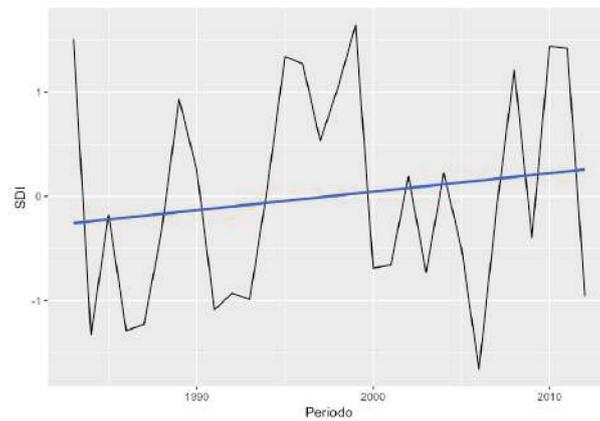
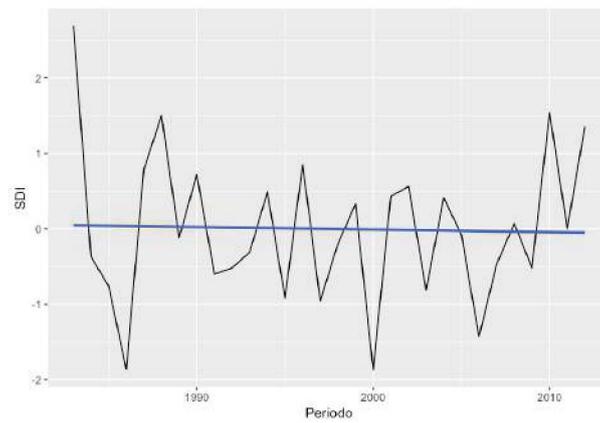
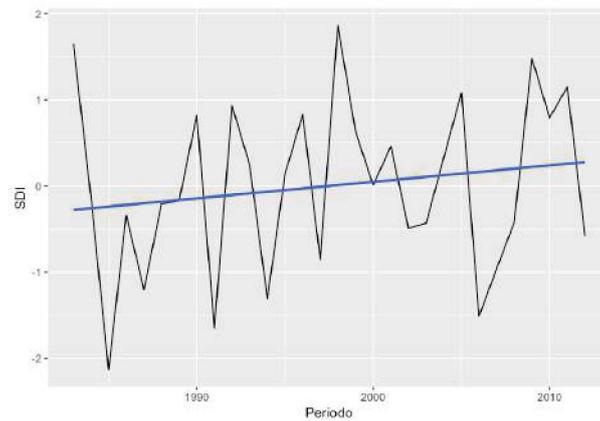
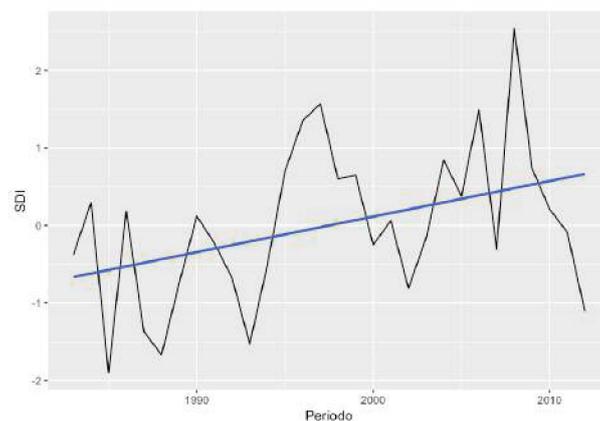
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 88: DONA FRANCISCA



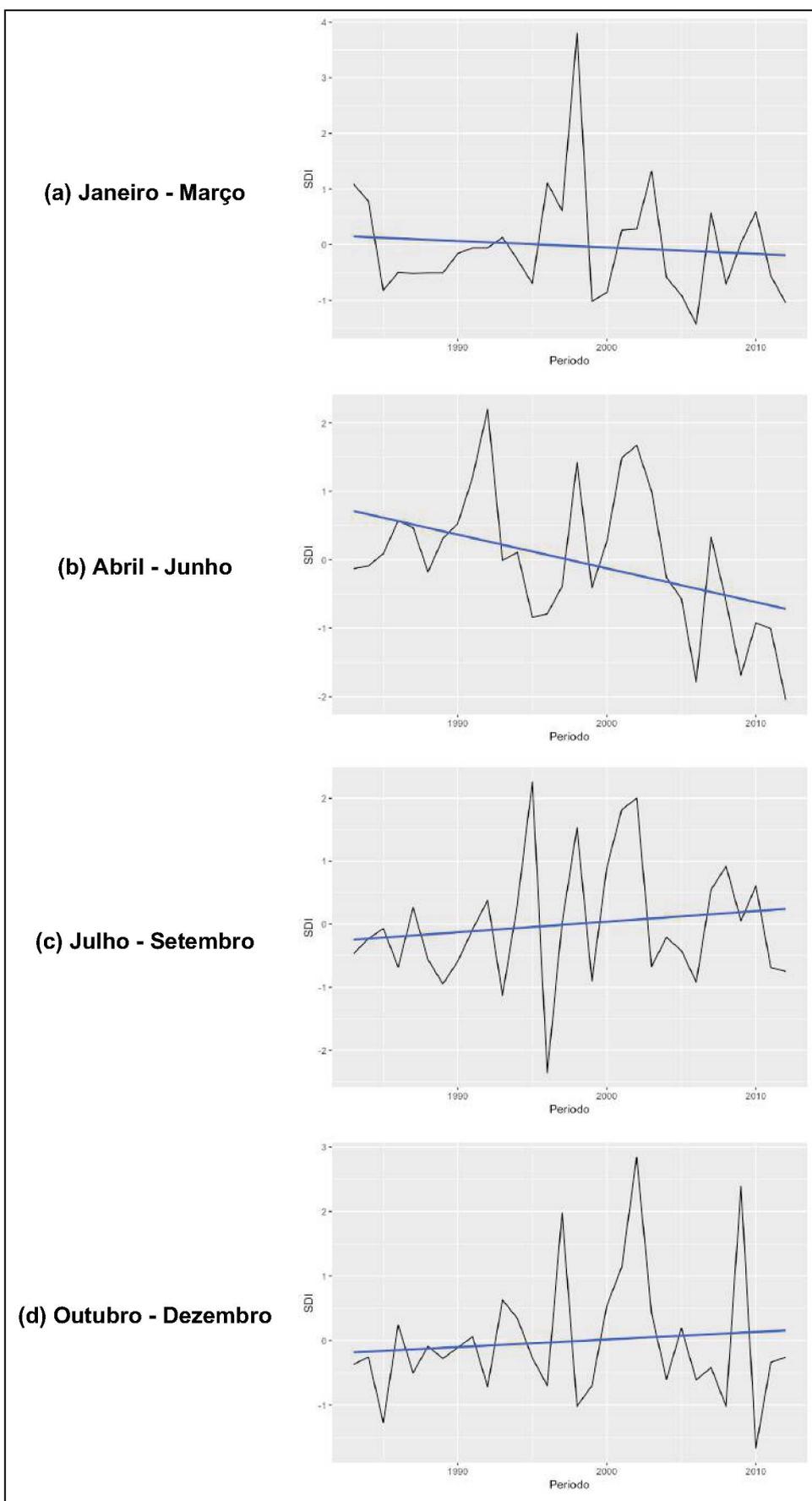
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 113: PONTE SC-301

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

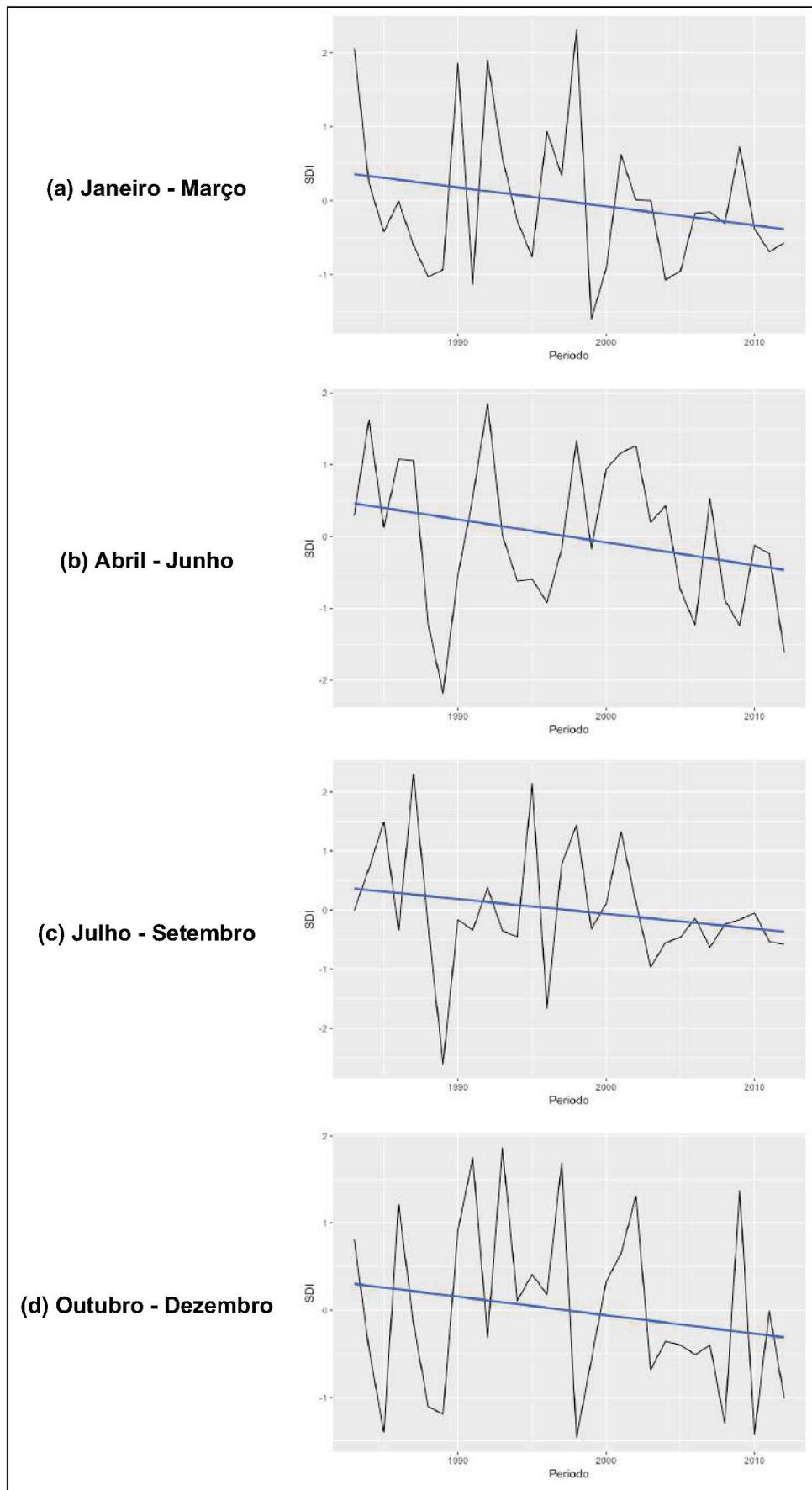
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 119: MORRETES

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

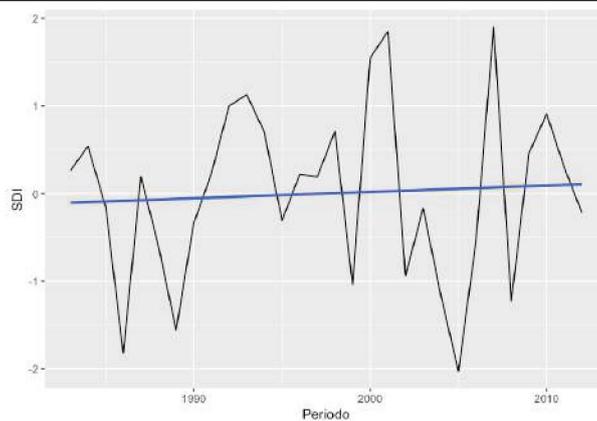
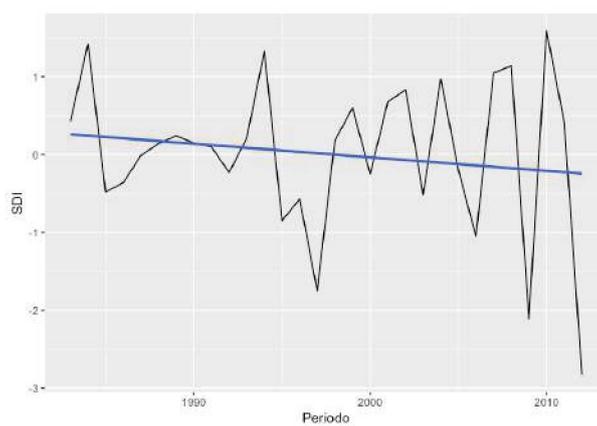
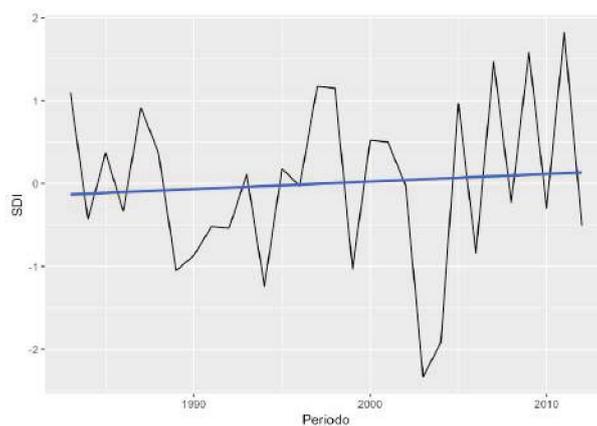
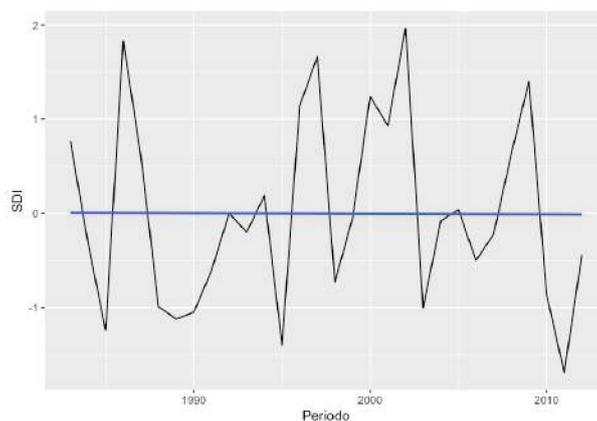
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 126: PASSO DO MENDONÇA



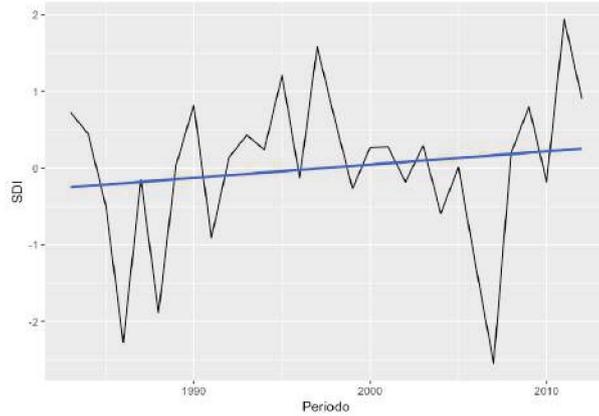
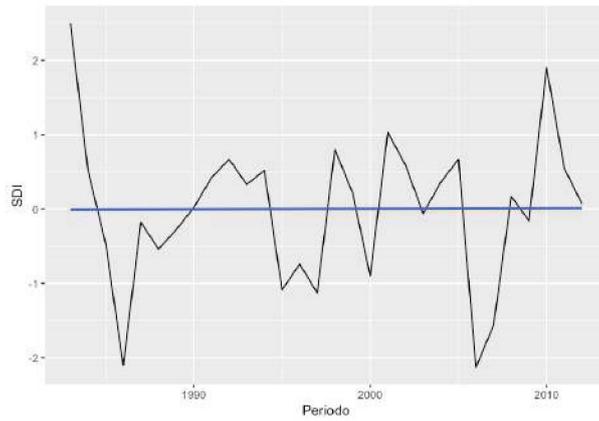
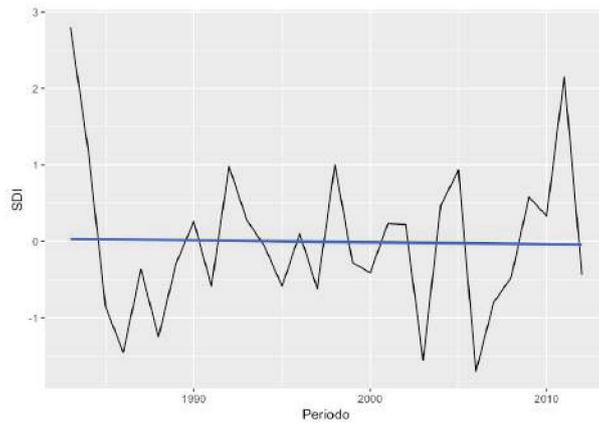
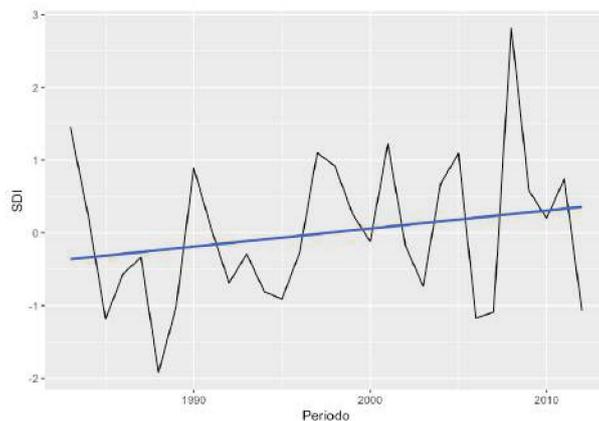
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 127: PONTE CORDEIRO DE FARIAS



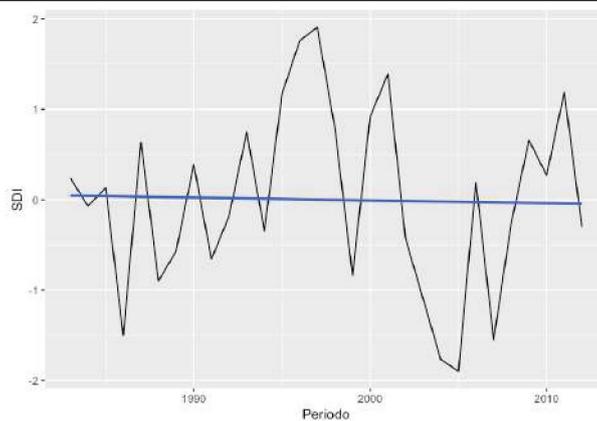
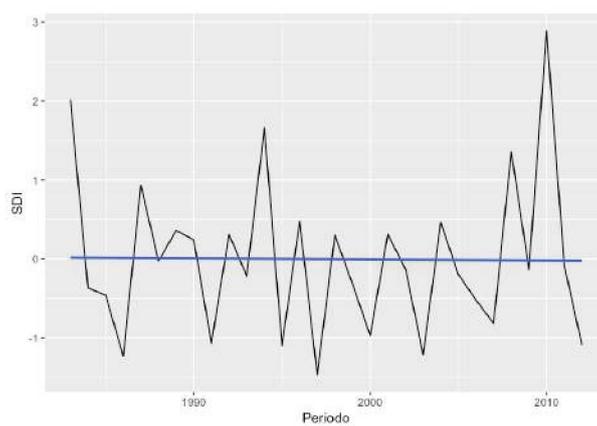
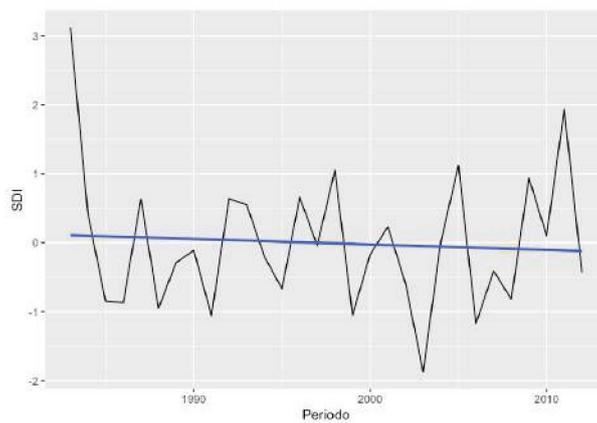
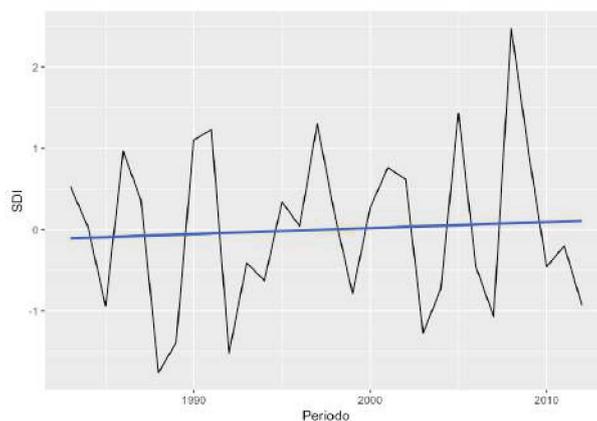
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 128: MAQUINÉ

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

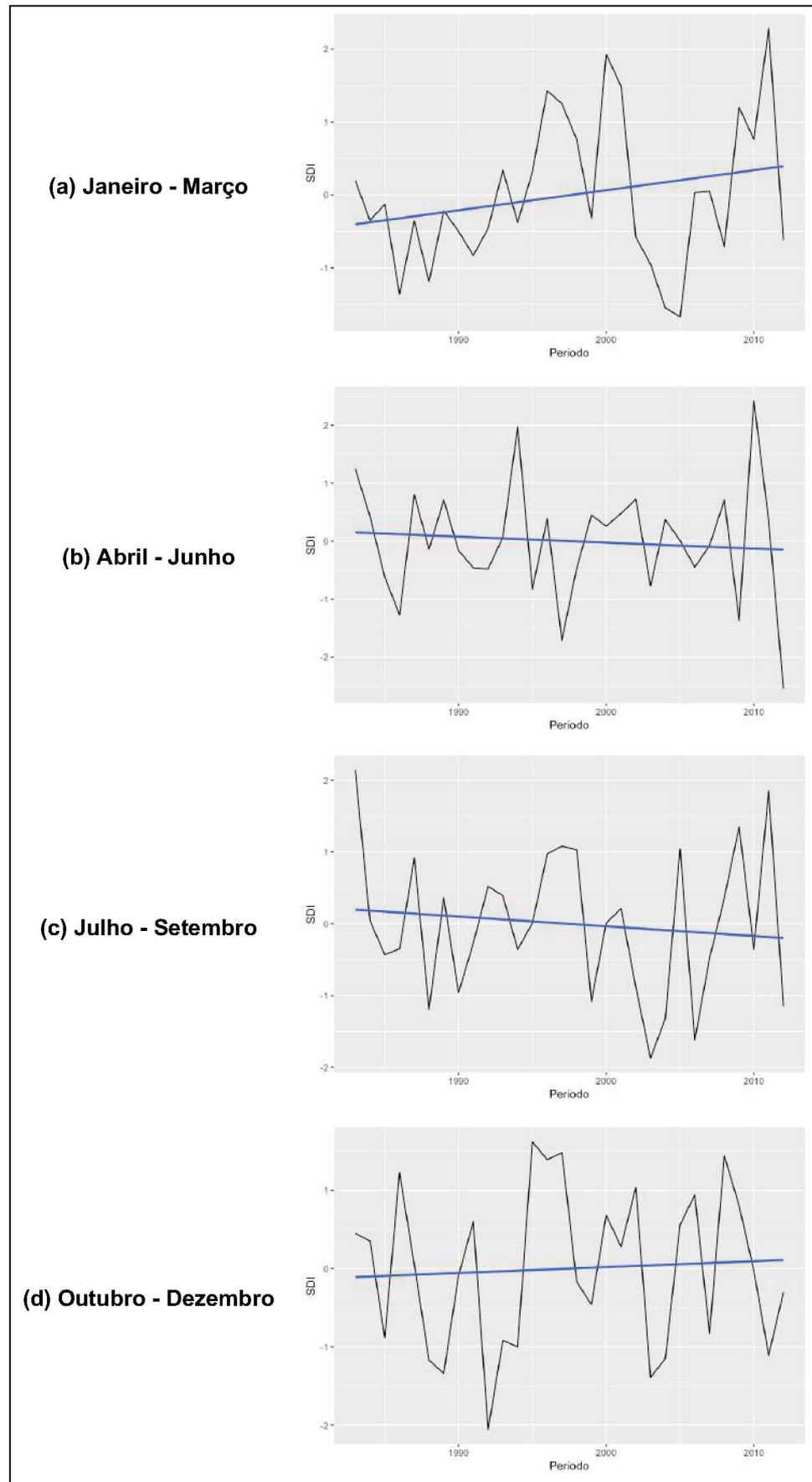
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 129: MAJOR GERCINO

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

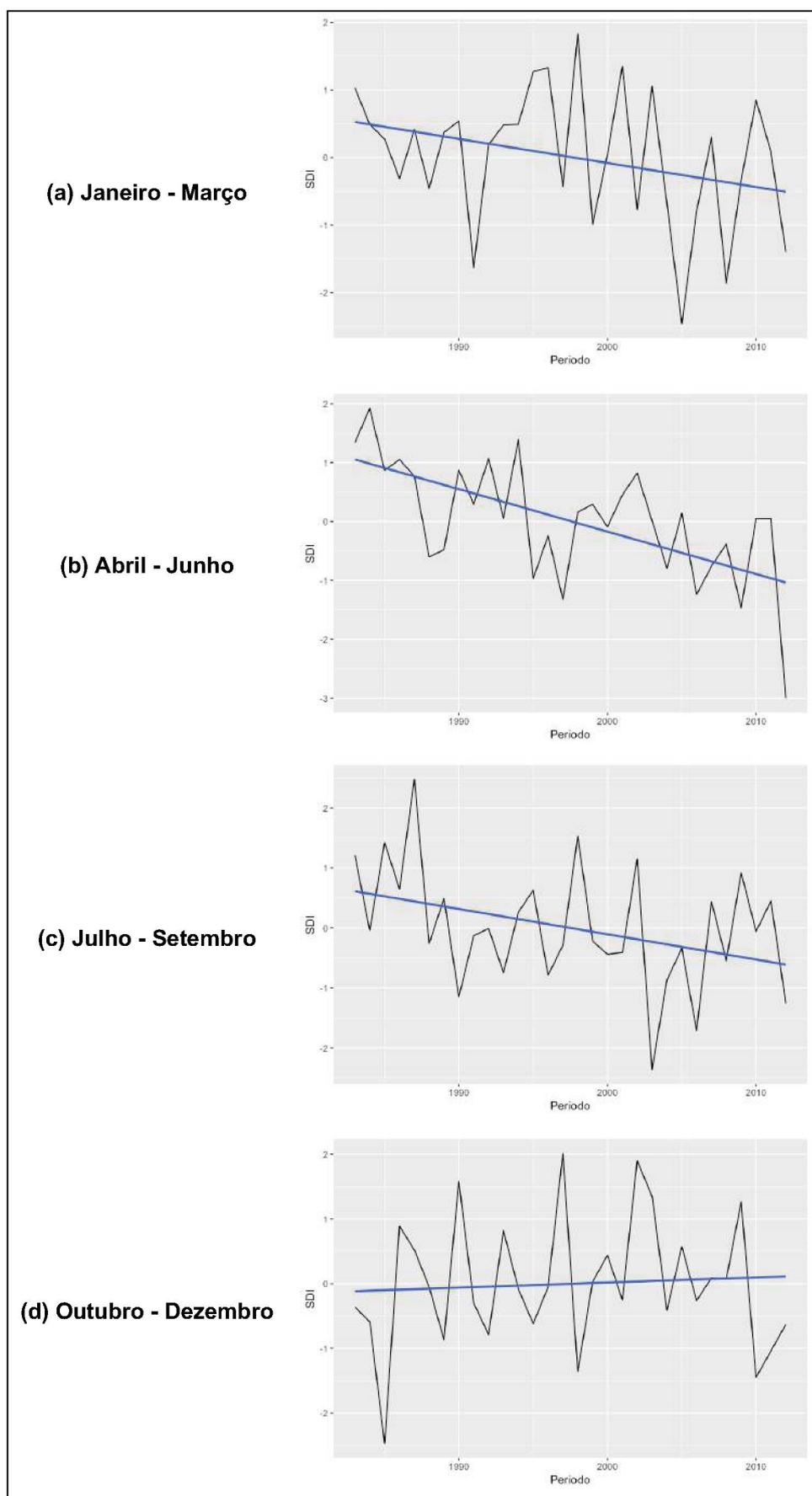
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 130: RIO DO POUSO

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

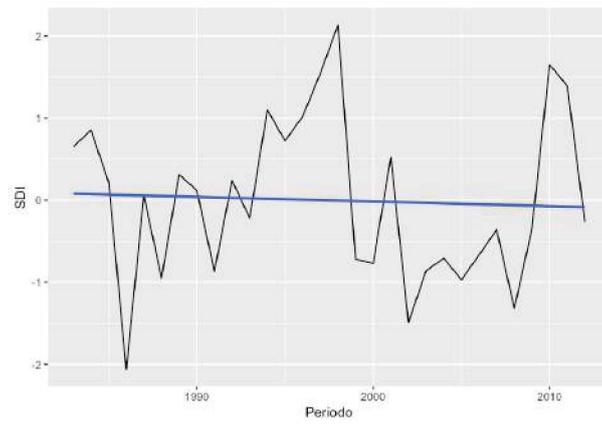
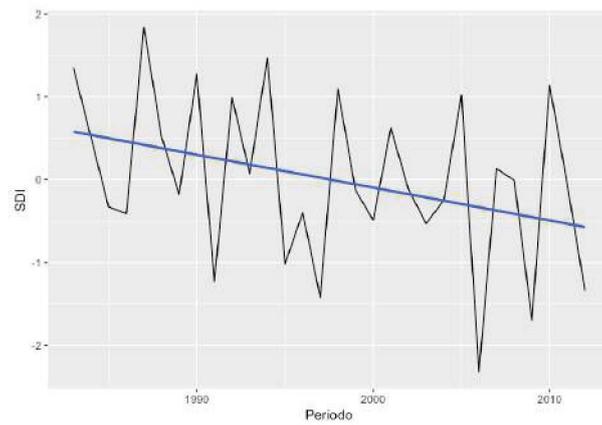
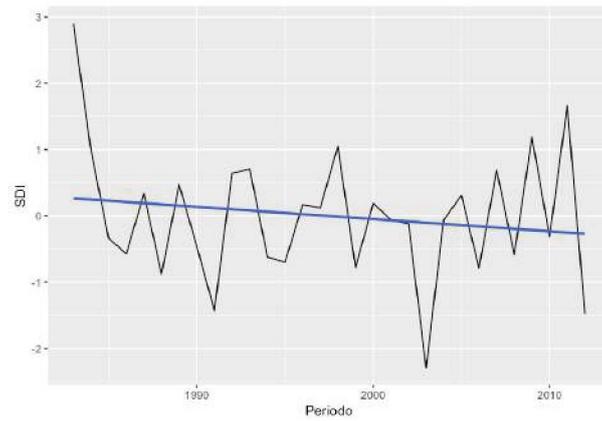
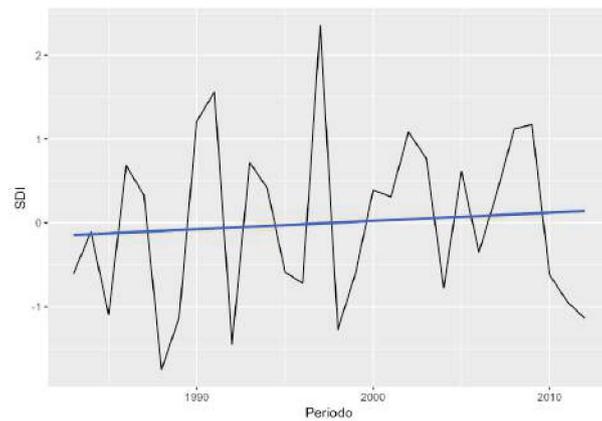
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 131: FOZ DO MANUEL ALVES



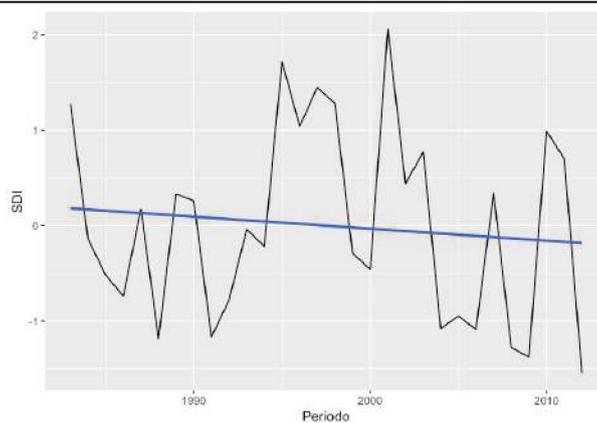
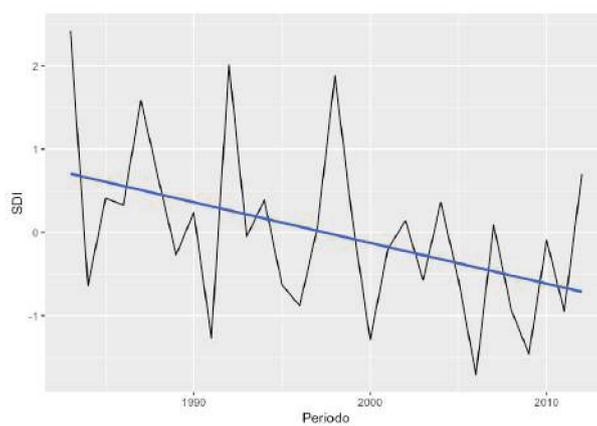
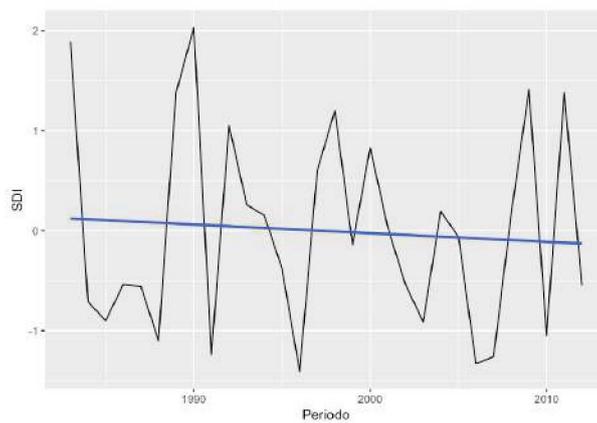
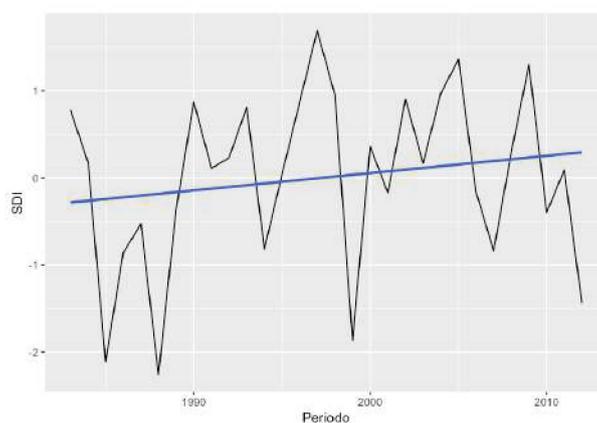
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 190: SANTA CRUZ MONTANTE



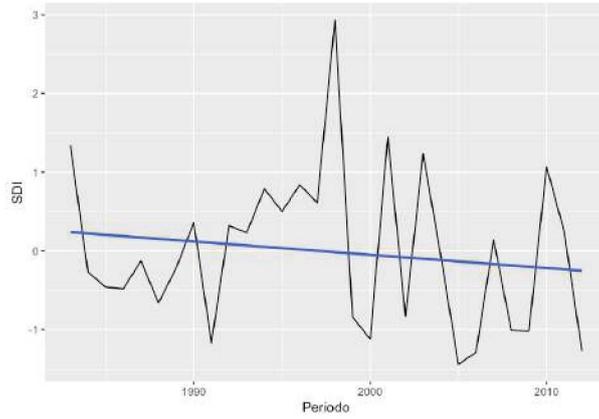
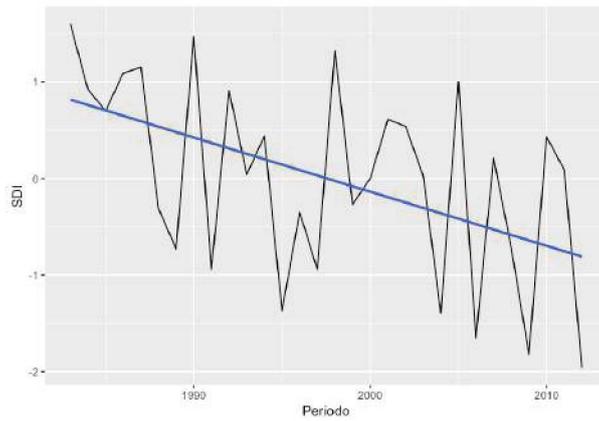
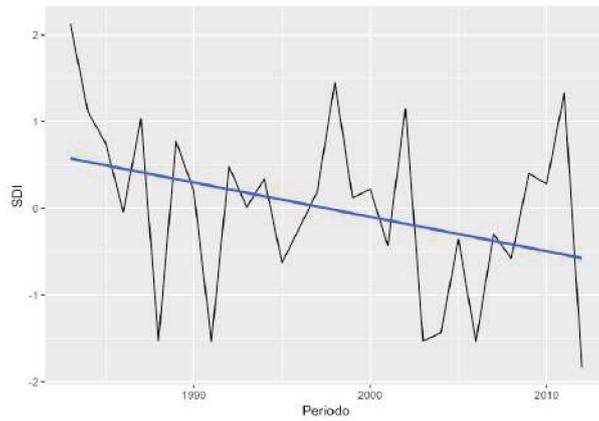
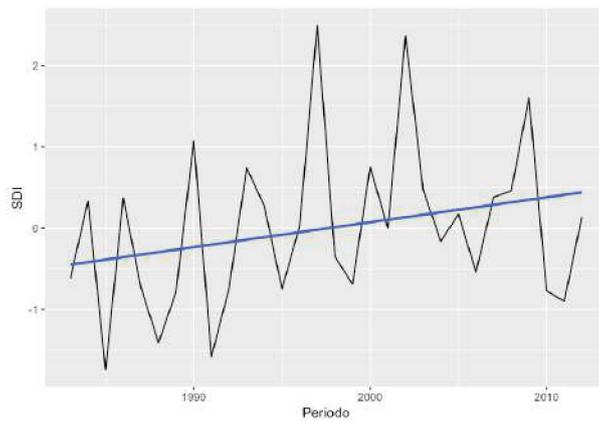
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 199: COXILHA RICA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 201: PORTO FORMOSA

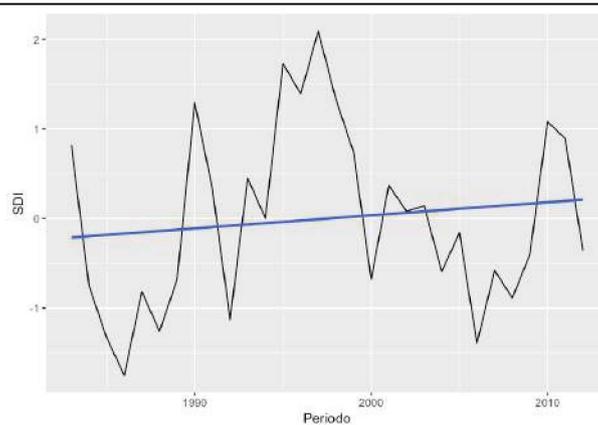
(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 210: URUGUAIANA

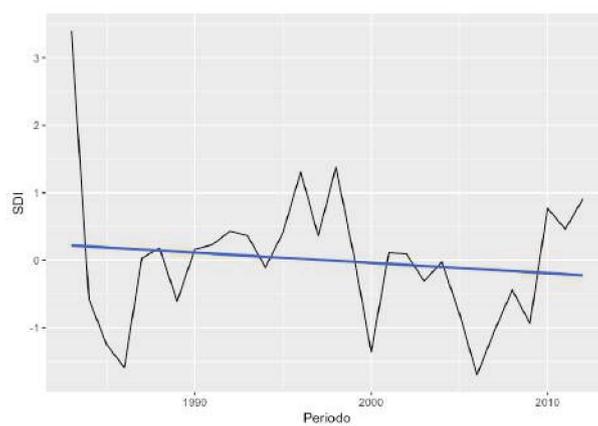
(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 213: TURVO

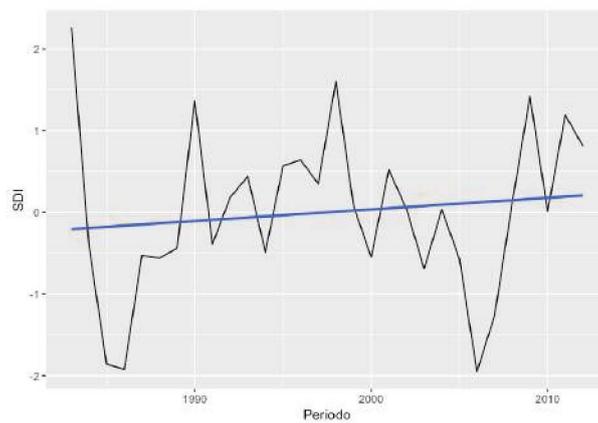
(a) Janeiro - Março



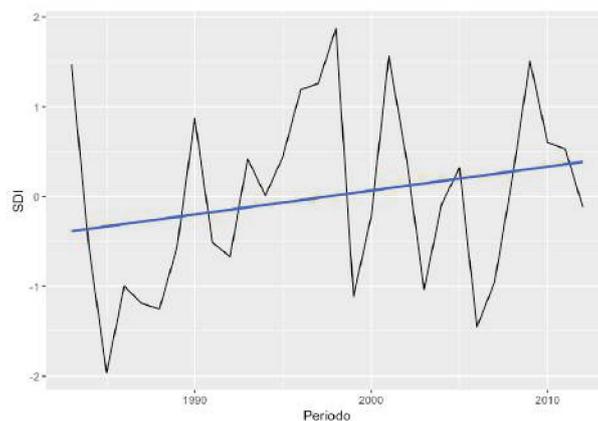
(b) Abril - Junho



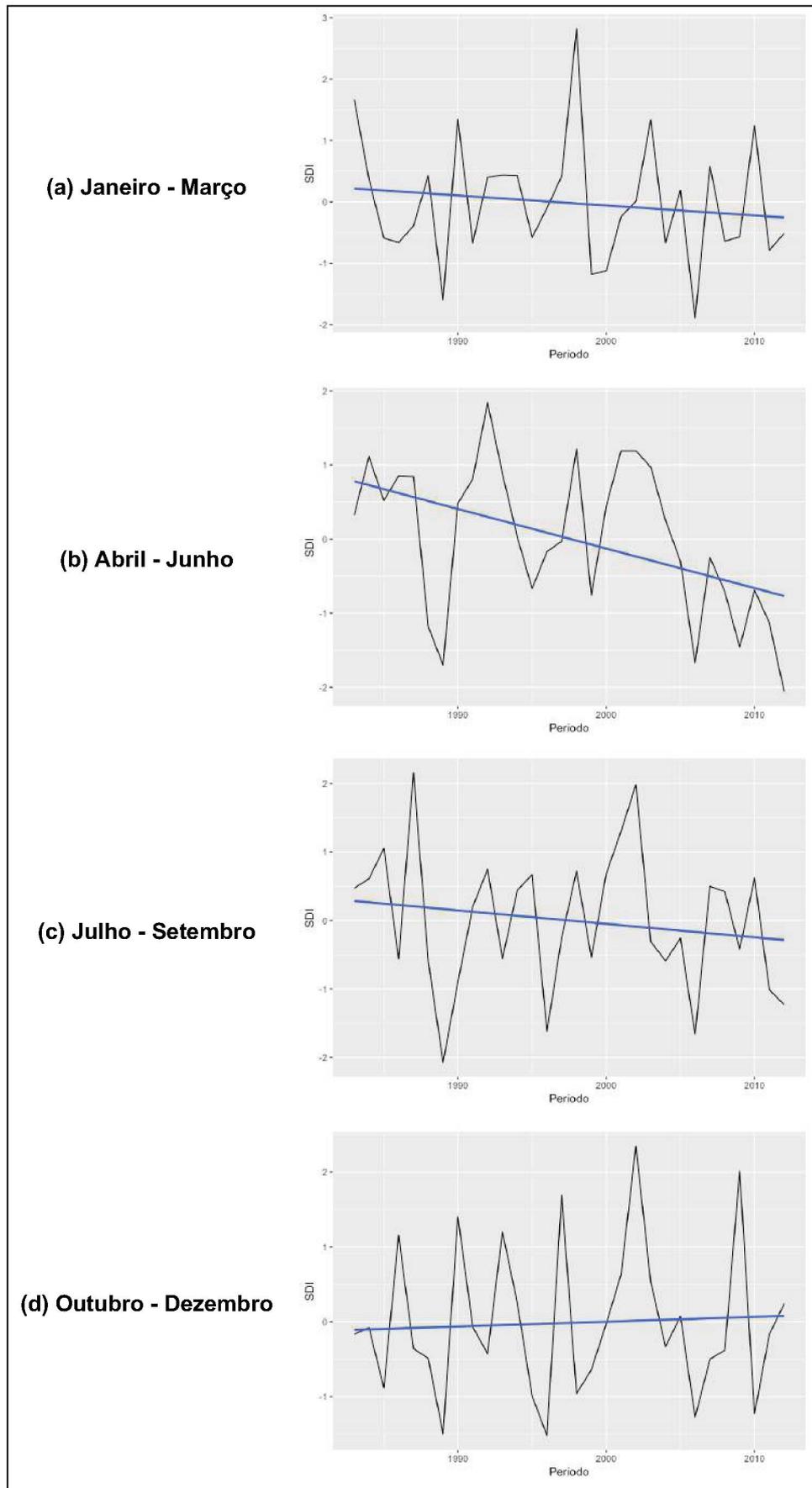
(c) Julho - Setembro



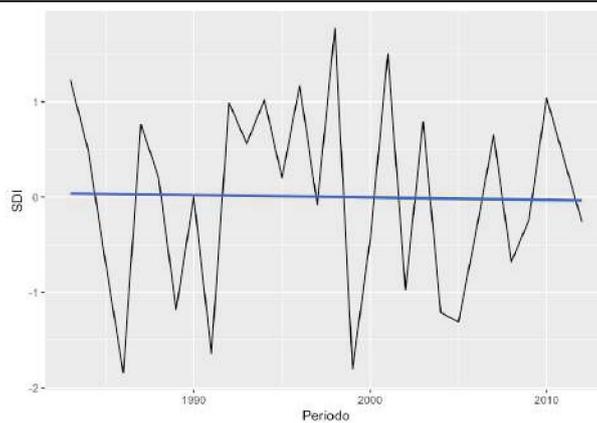
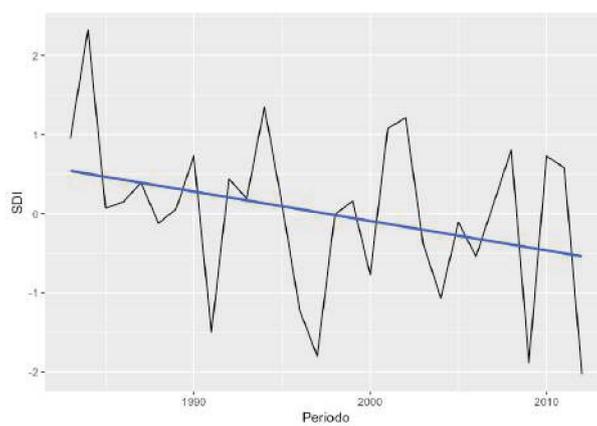
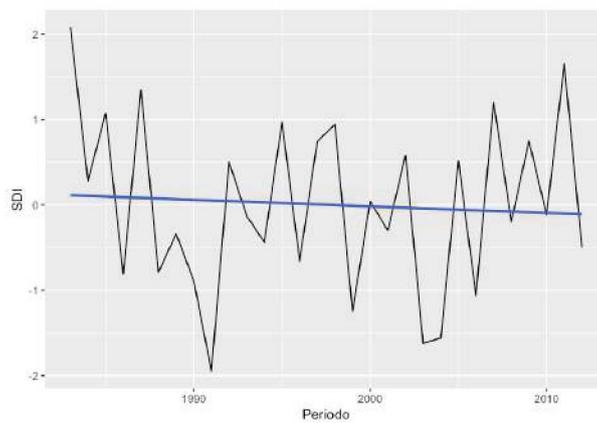
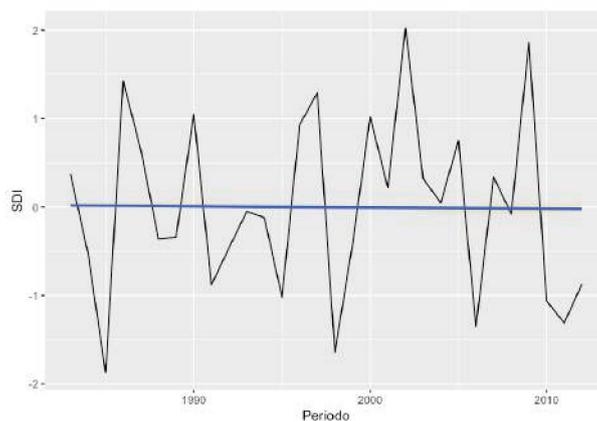
(d) Outubro - Dezembro



TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 216: ROSÁRIO DO SUL

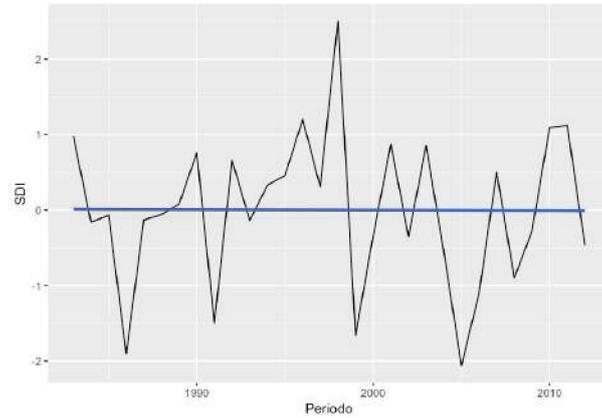


TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 230: SÃO LEOPOLDO

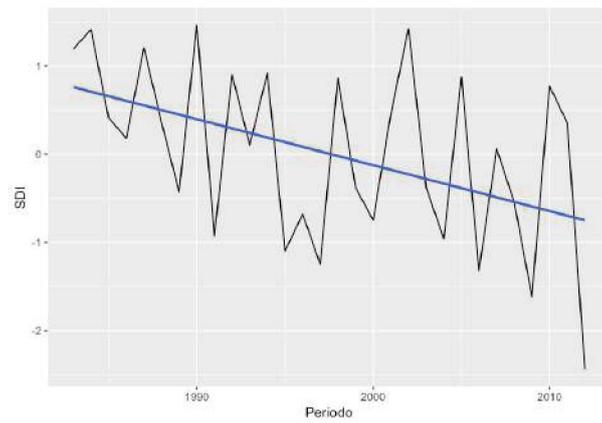
(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 237: MUCUM

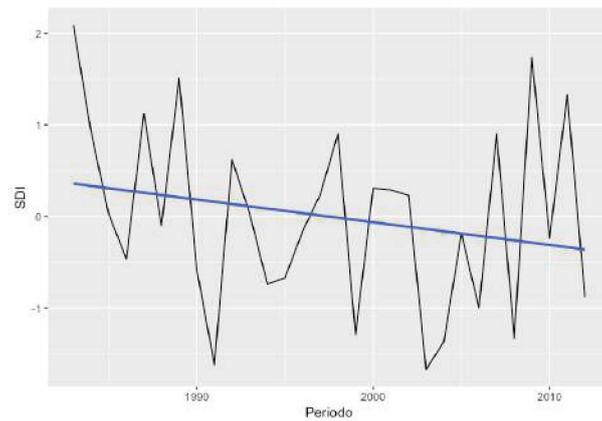
(a) Janeiro - Março



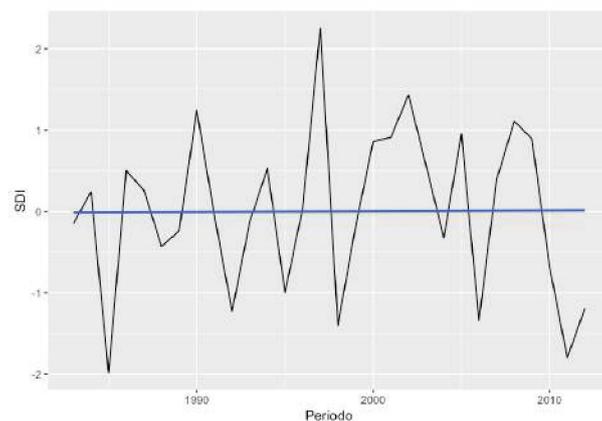
(b) Abril - Junho



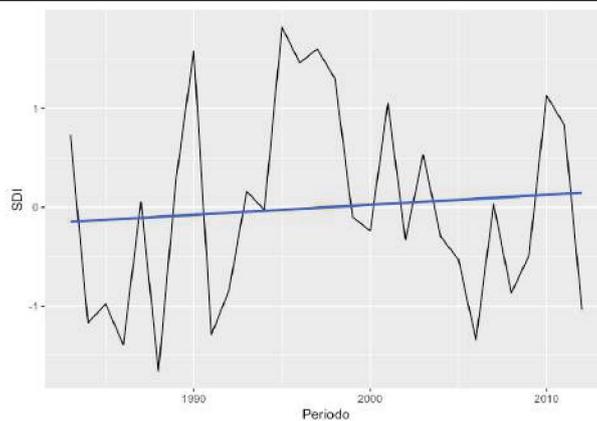
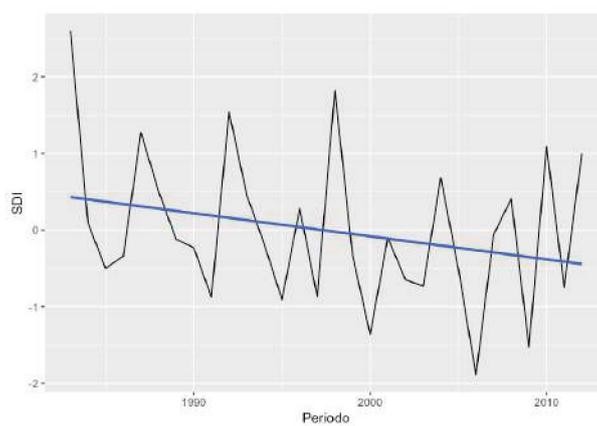
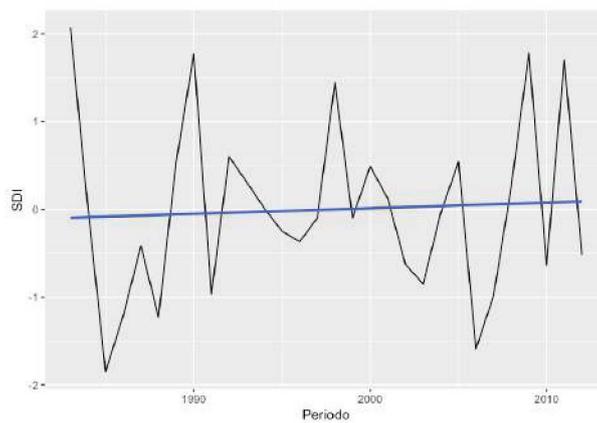
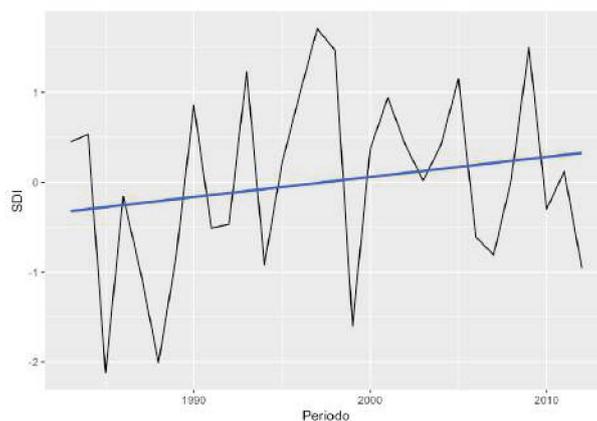
(c) Julho - Setembro



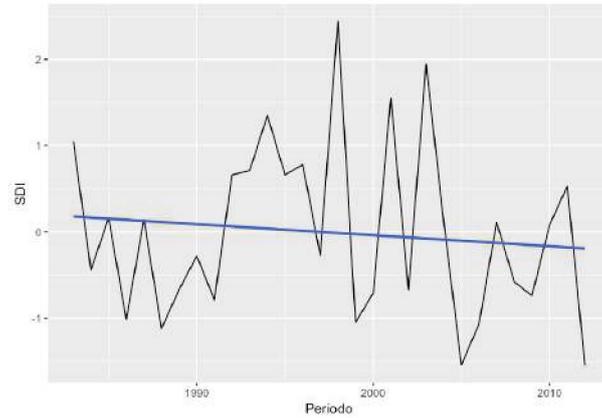
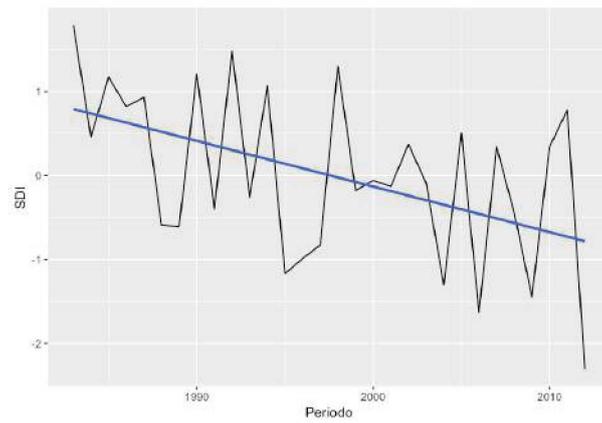
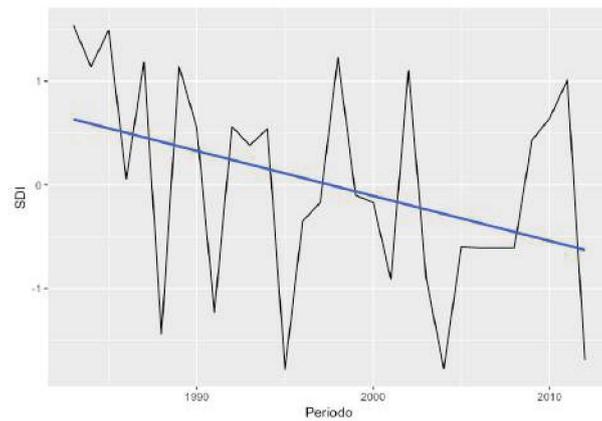
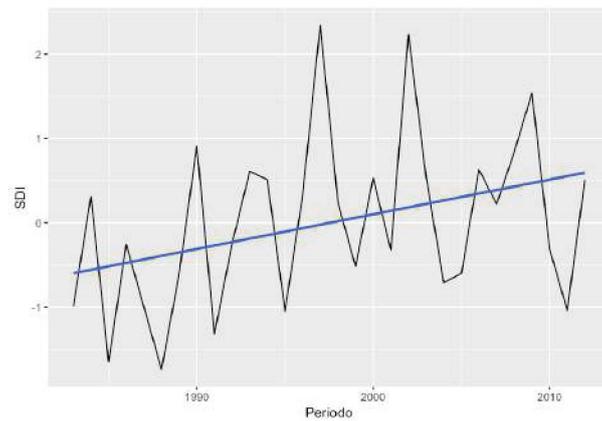
(d) Outubro - Dezembro



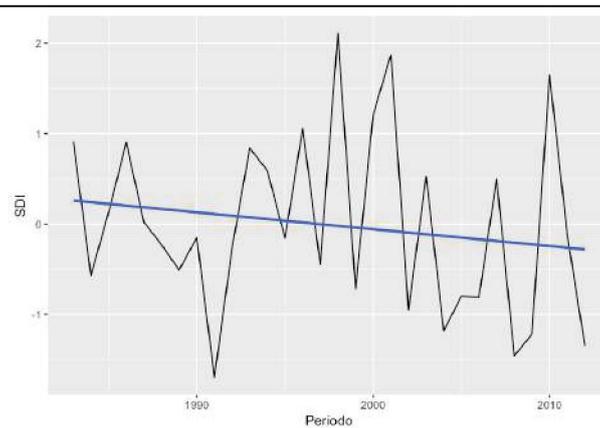
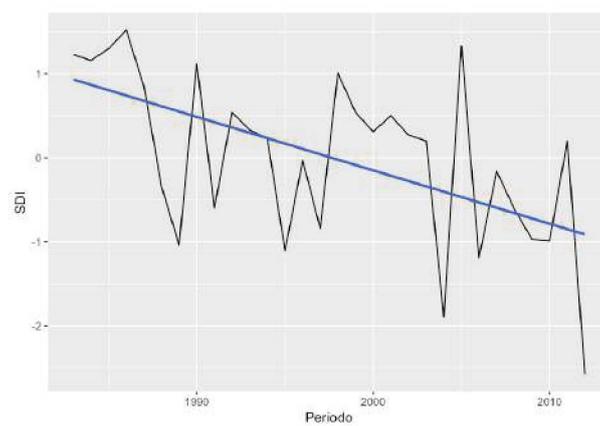
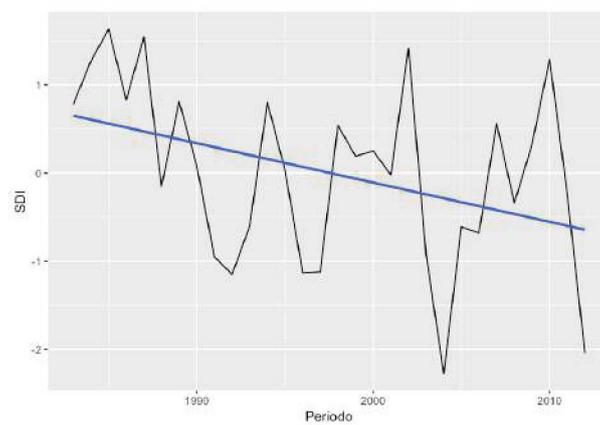
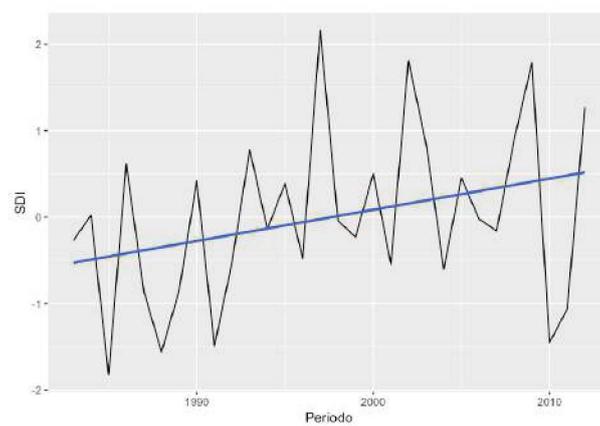
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 241: TIBAGI

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

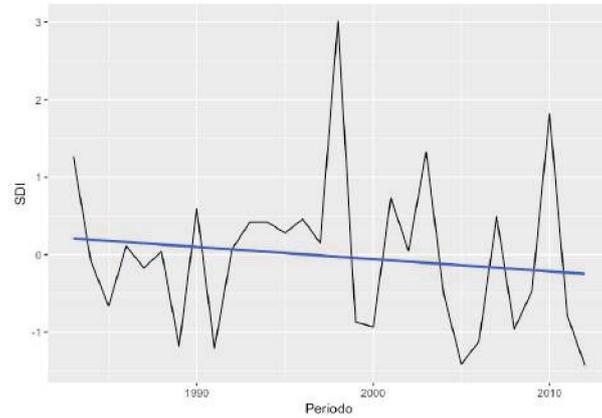
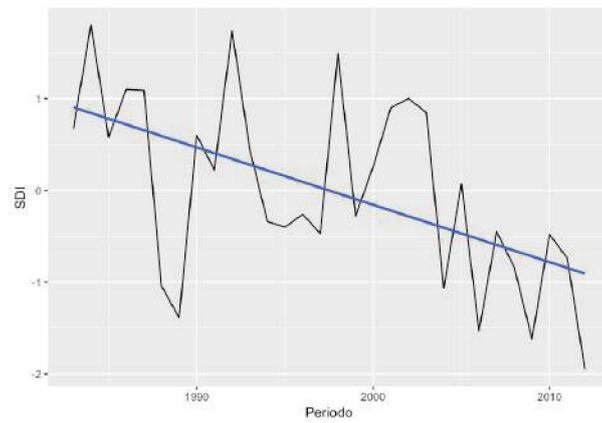
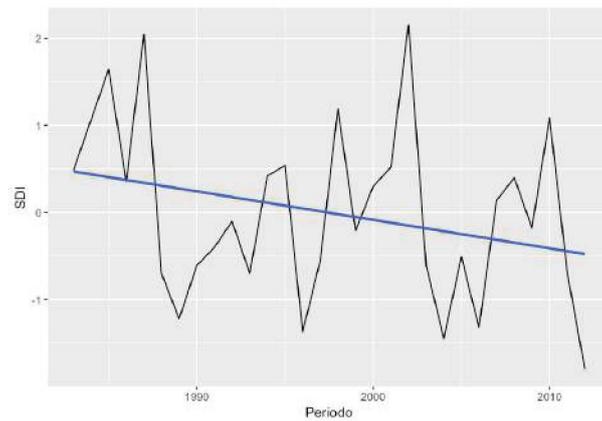
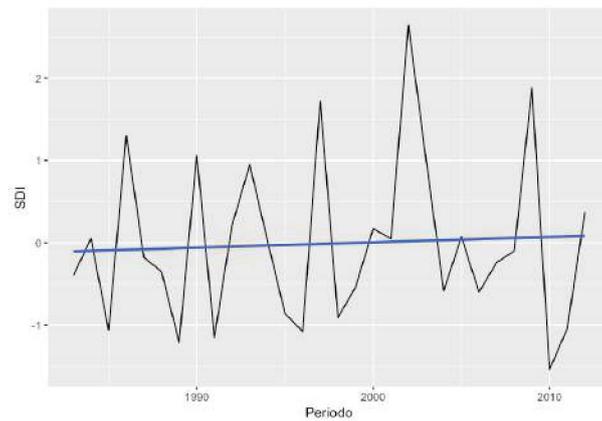
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 262: TUCUNDUVA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

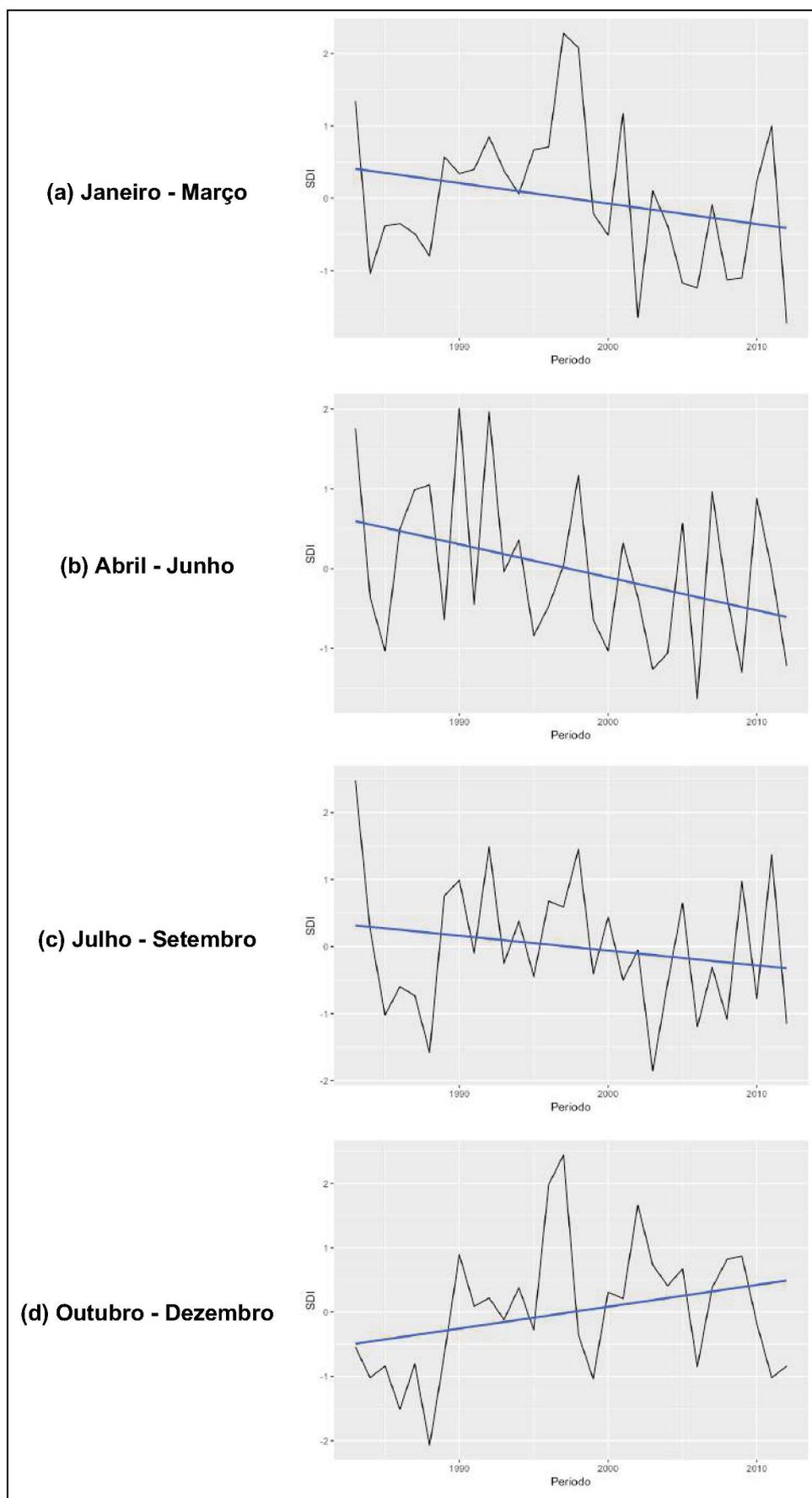
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 263: PASSO DO NOVO

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

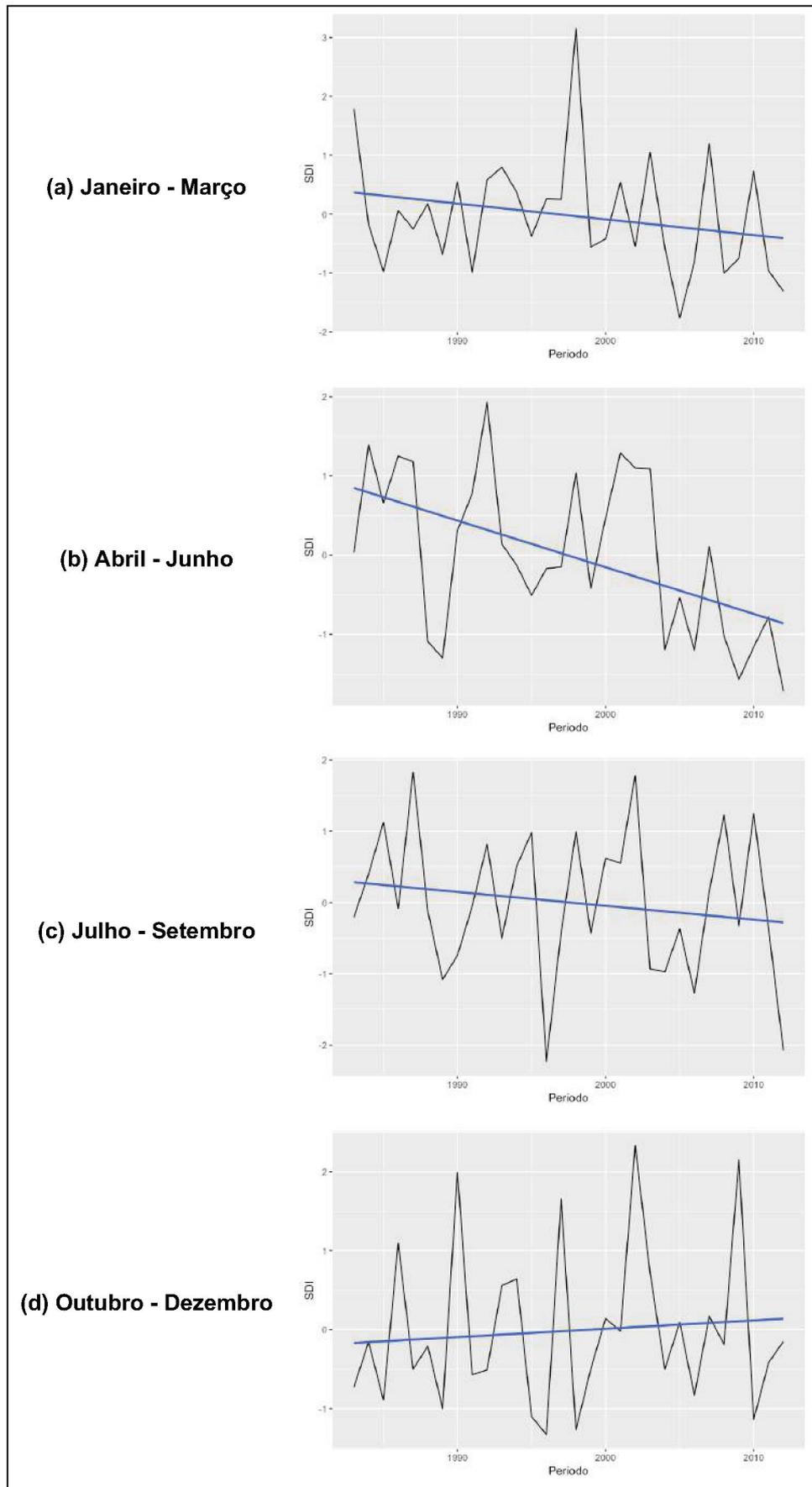
TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 264: MANOEL VIANA

(a) Janeiro - Março**(b) Abril - Junho****(c) Julho - Setembro****(d) Outubro - Dezembro**

TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 265: BARRA DO CHAPECÓ AUXILIAR

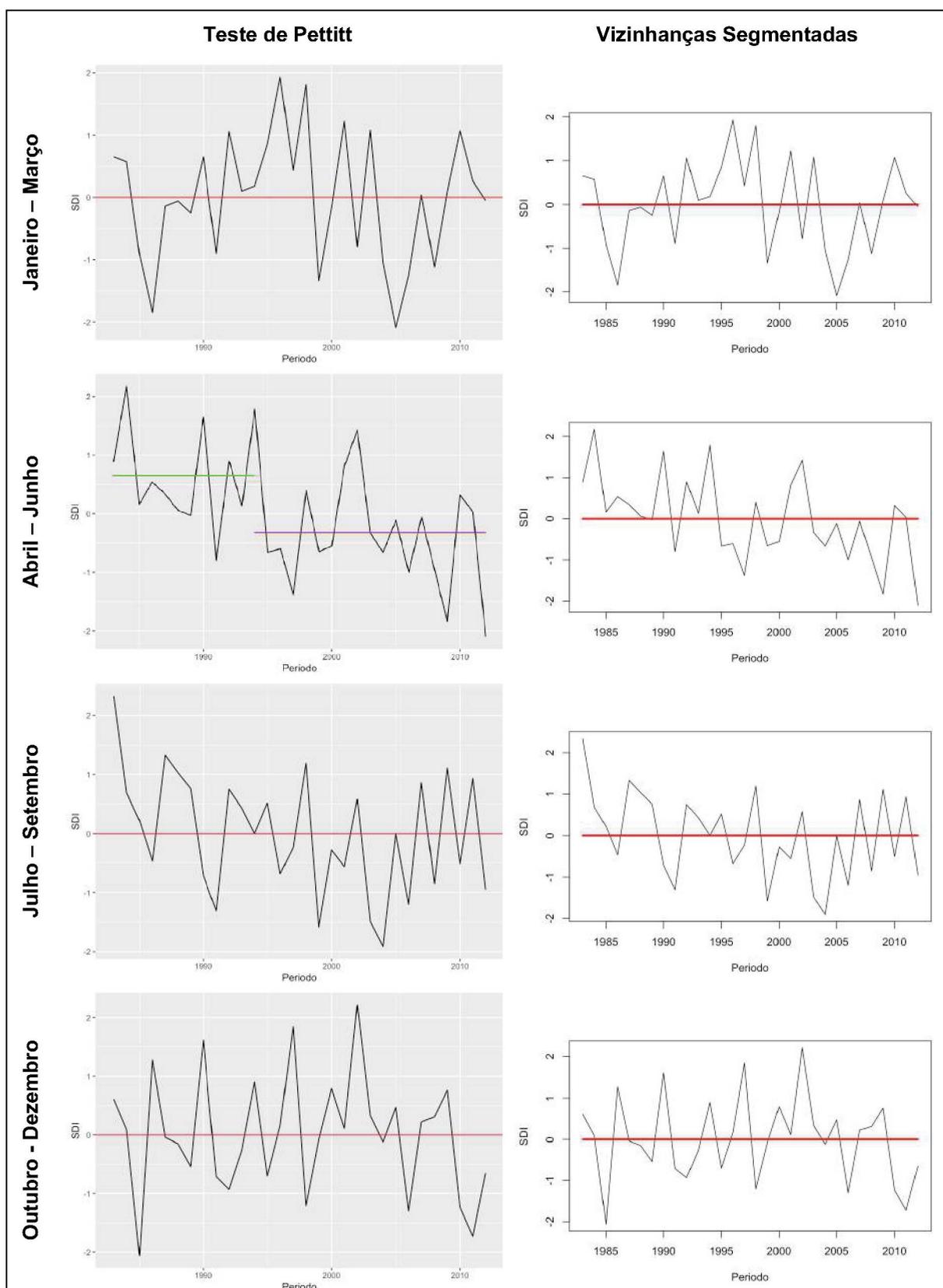


TENDÊNCIA LINEAR DE SDI PARA SUB-BACIA 266: PONTE SÃO GABRIEL

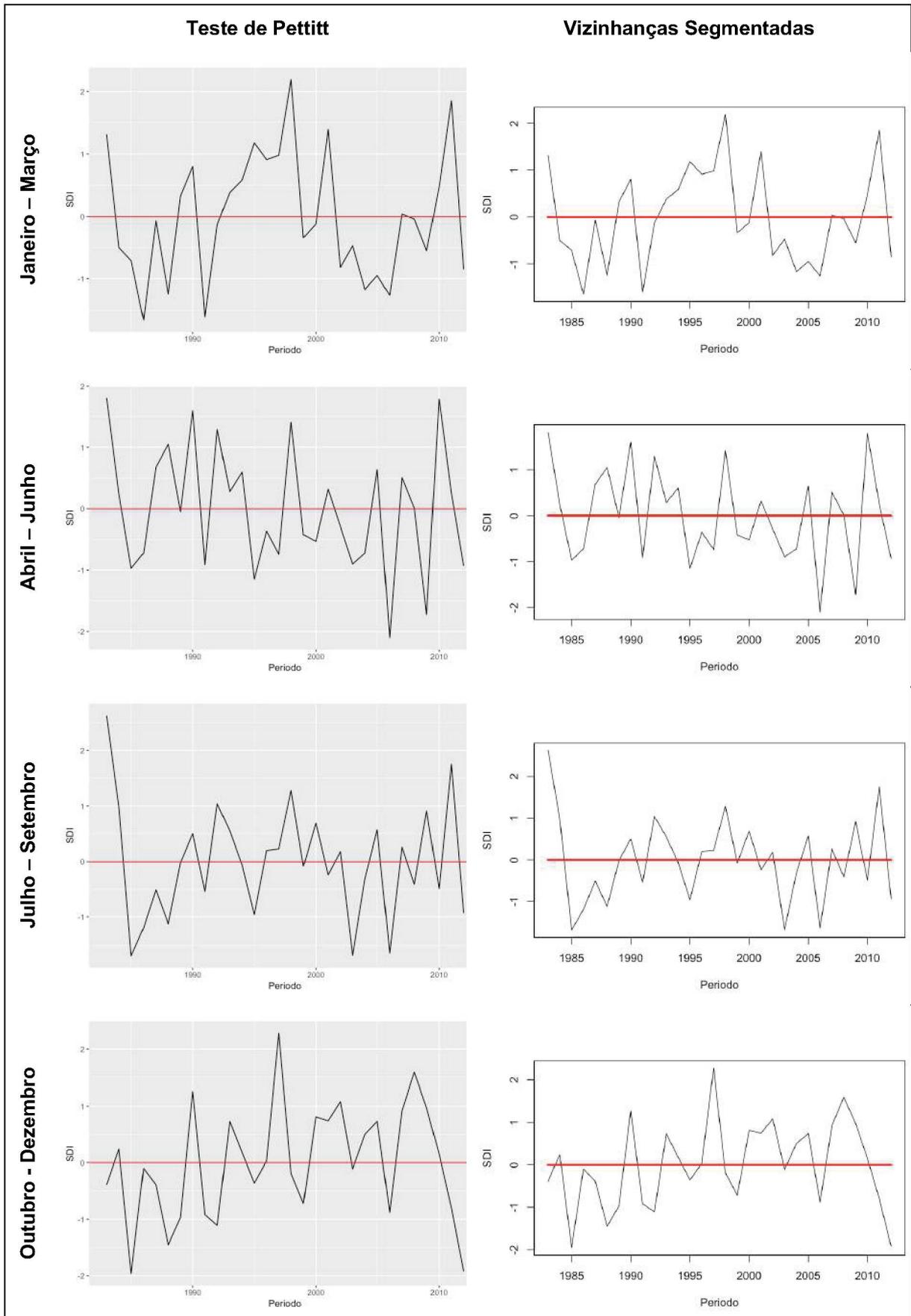


APÊNDICE D – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE DE SECA DE VAZÕES

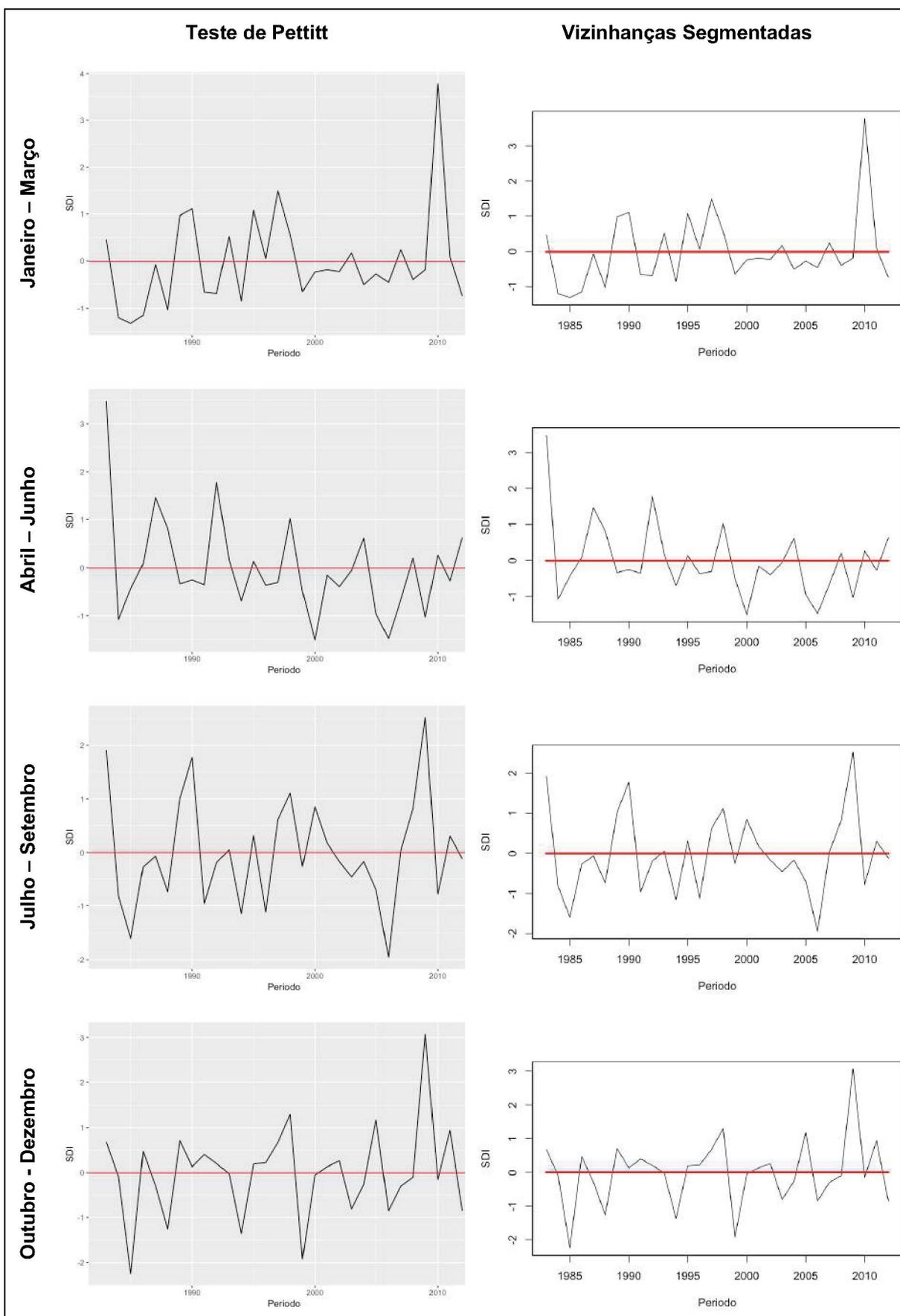
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 26



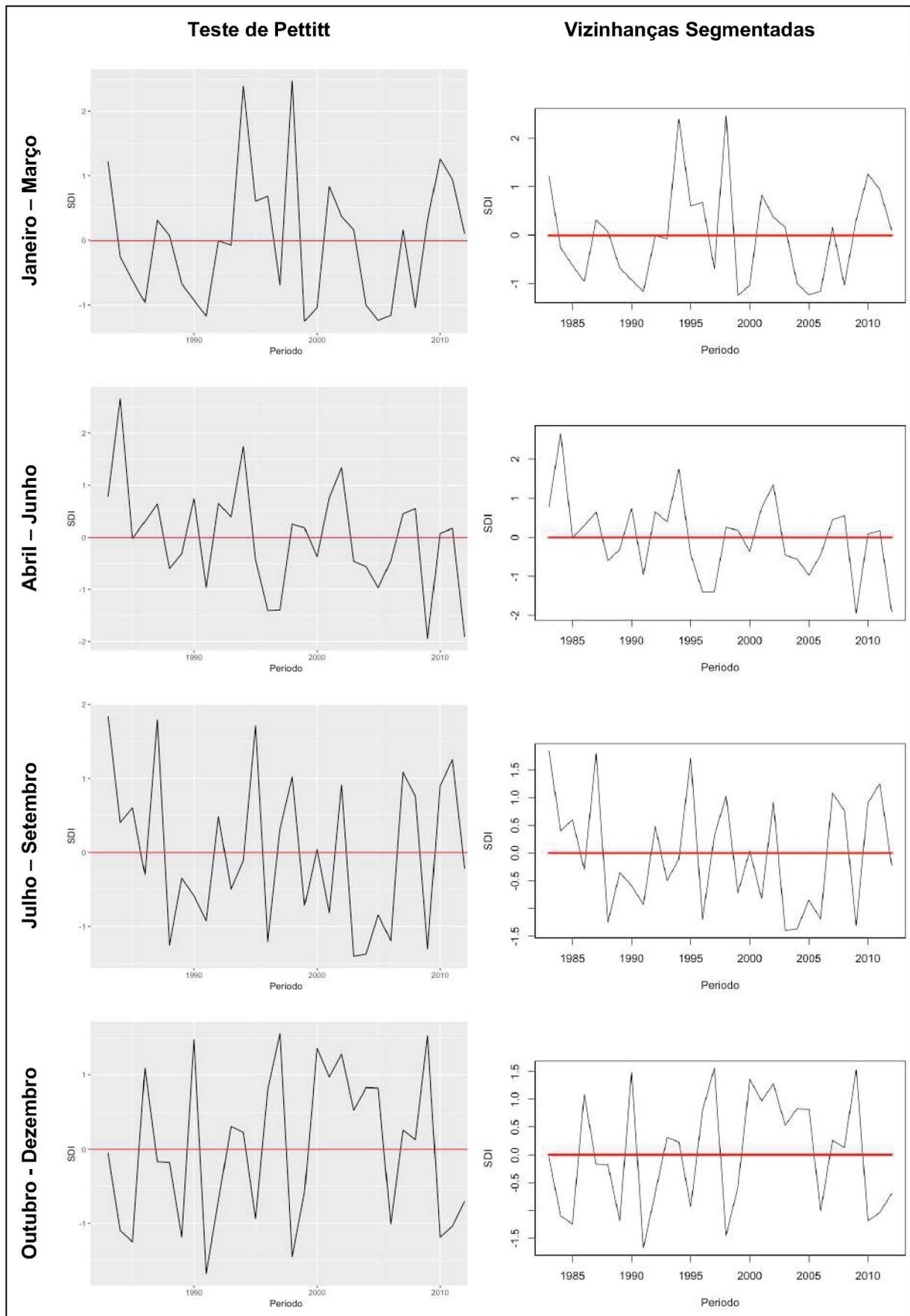
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 27



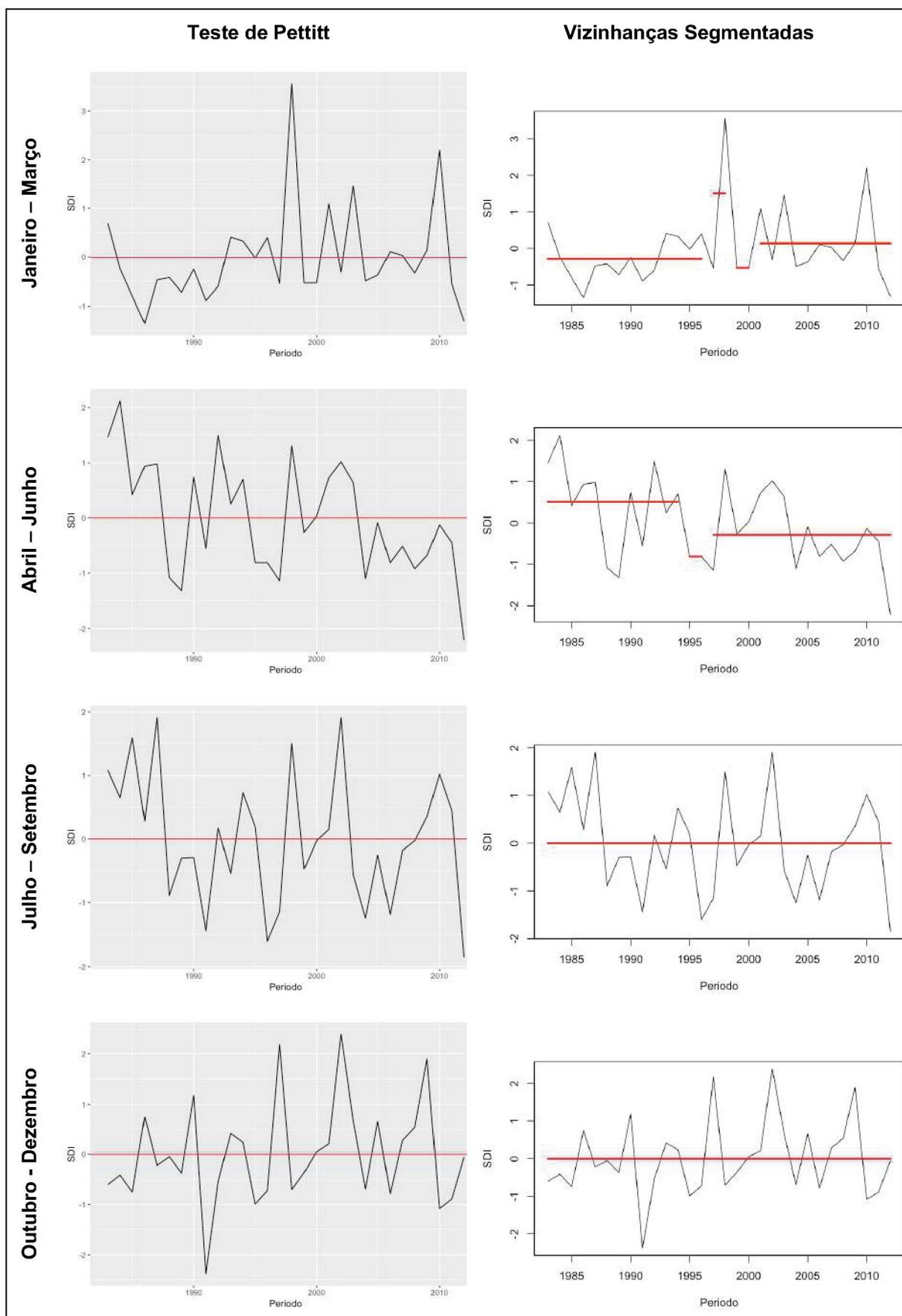
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 31



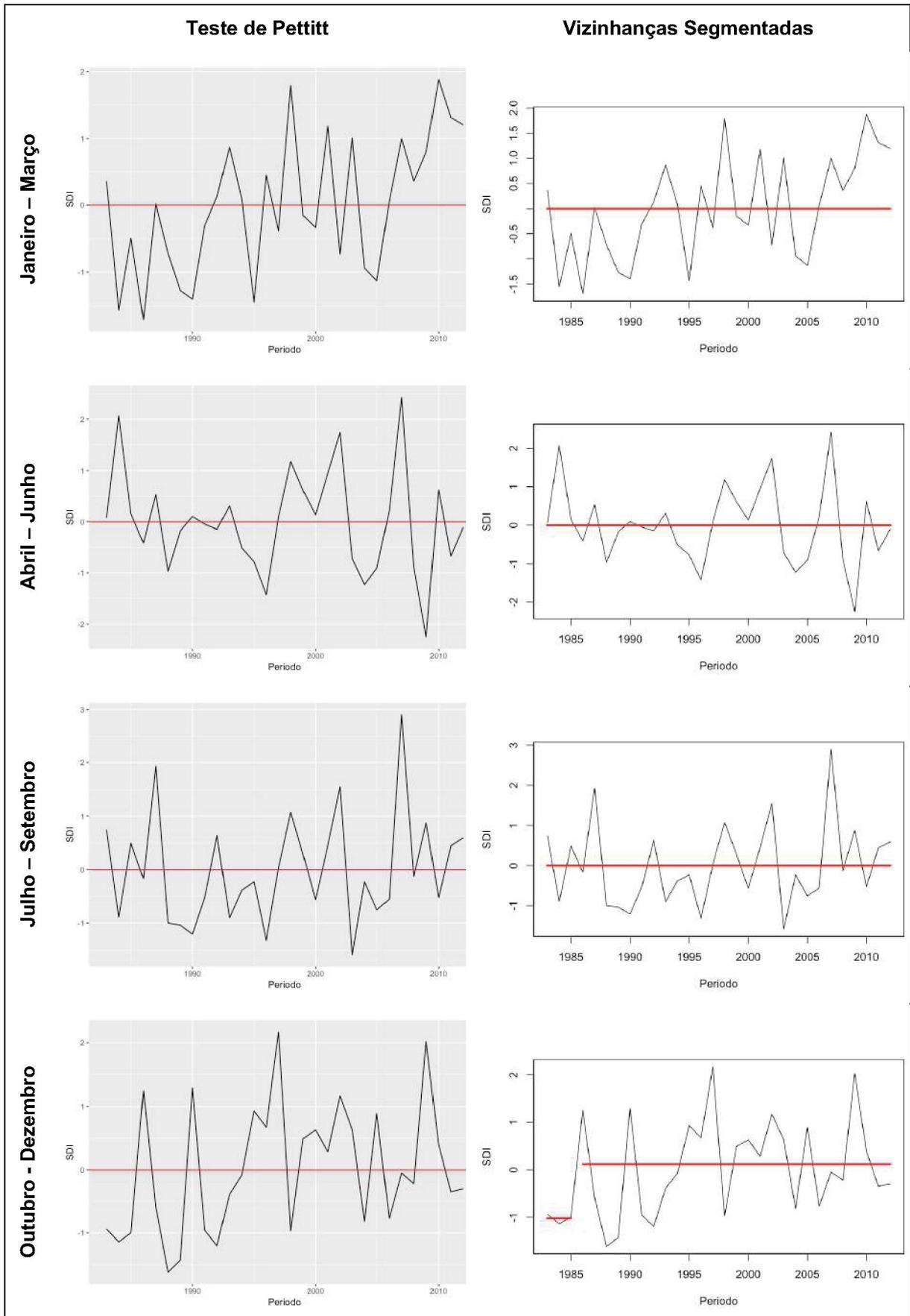
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 65



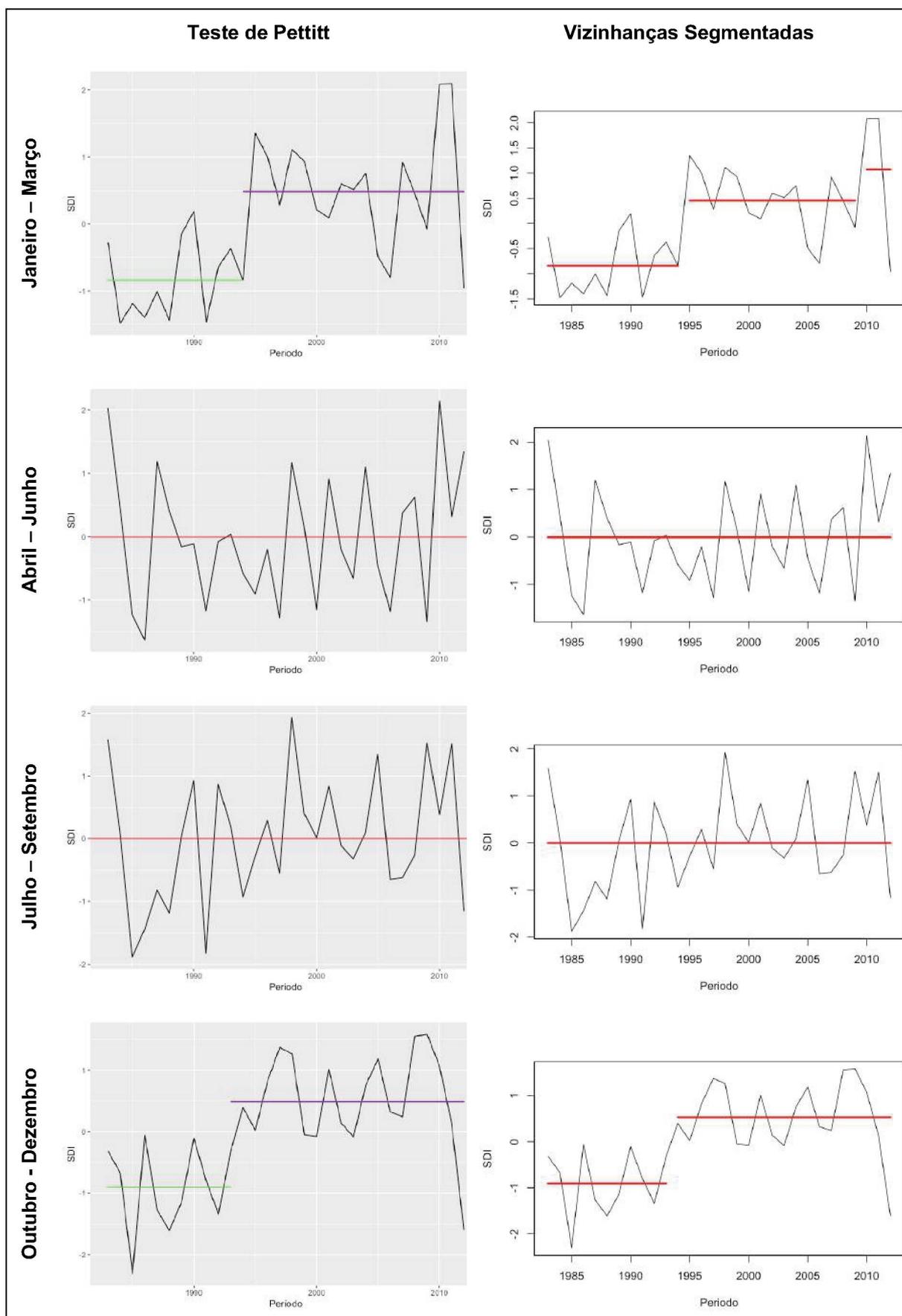
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 66



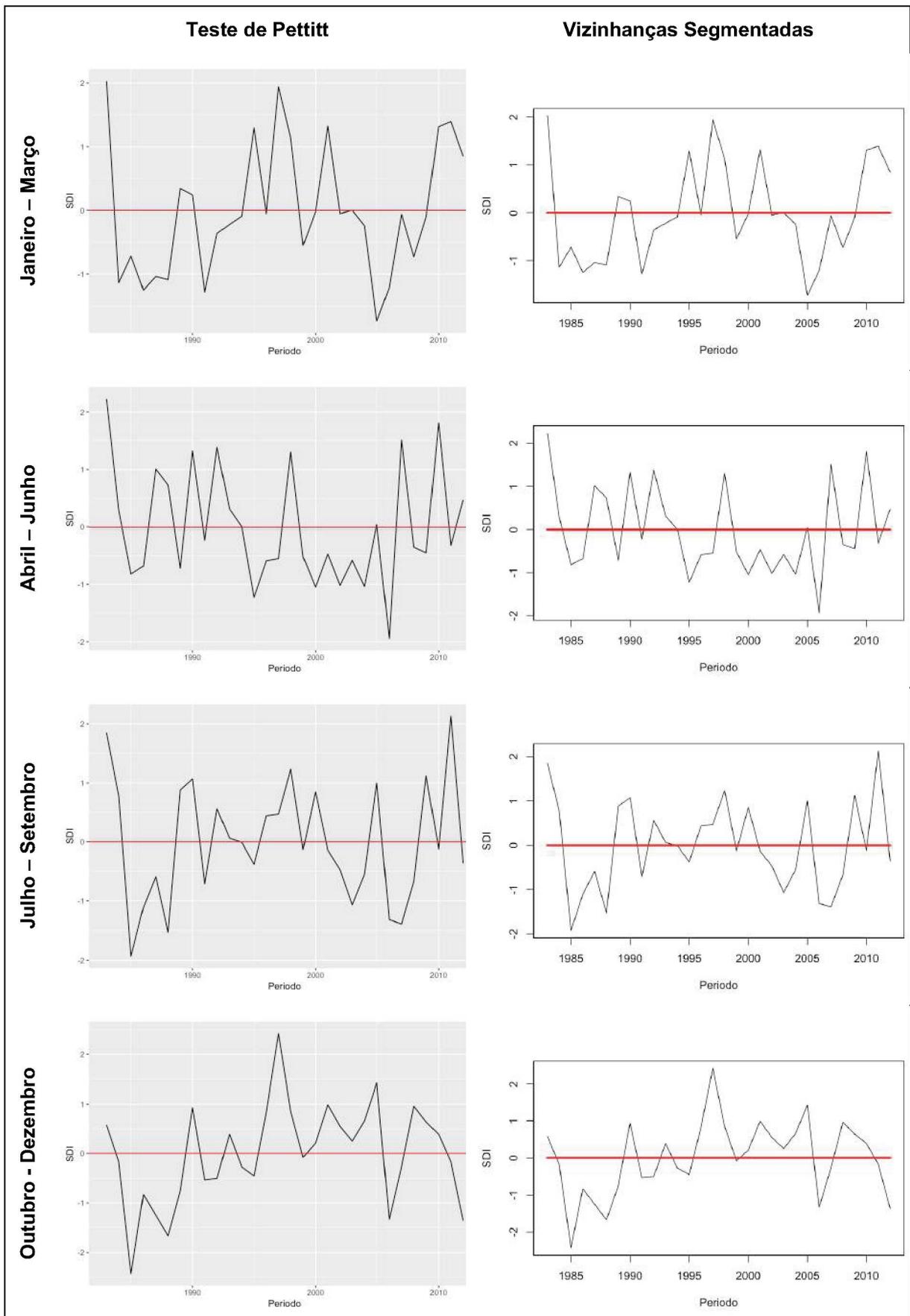
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 67



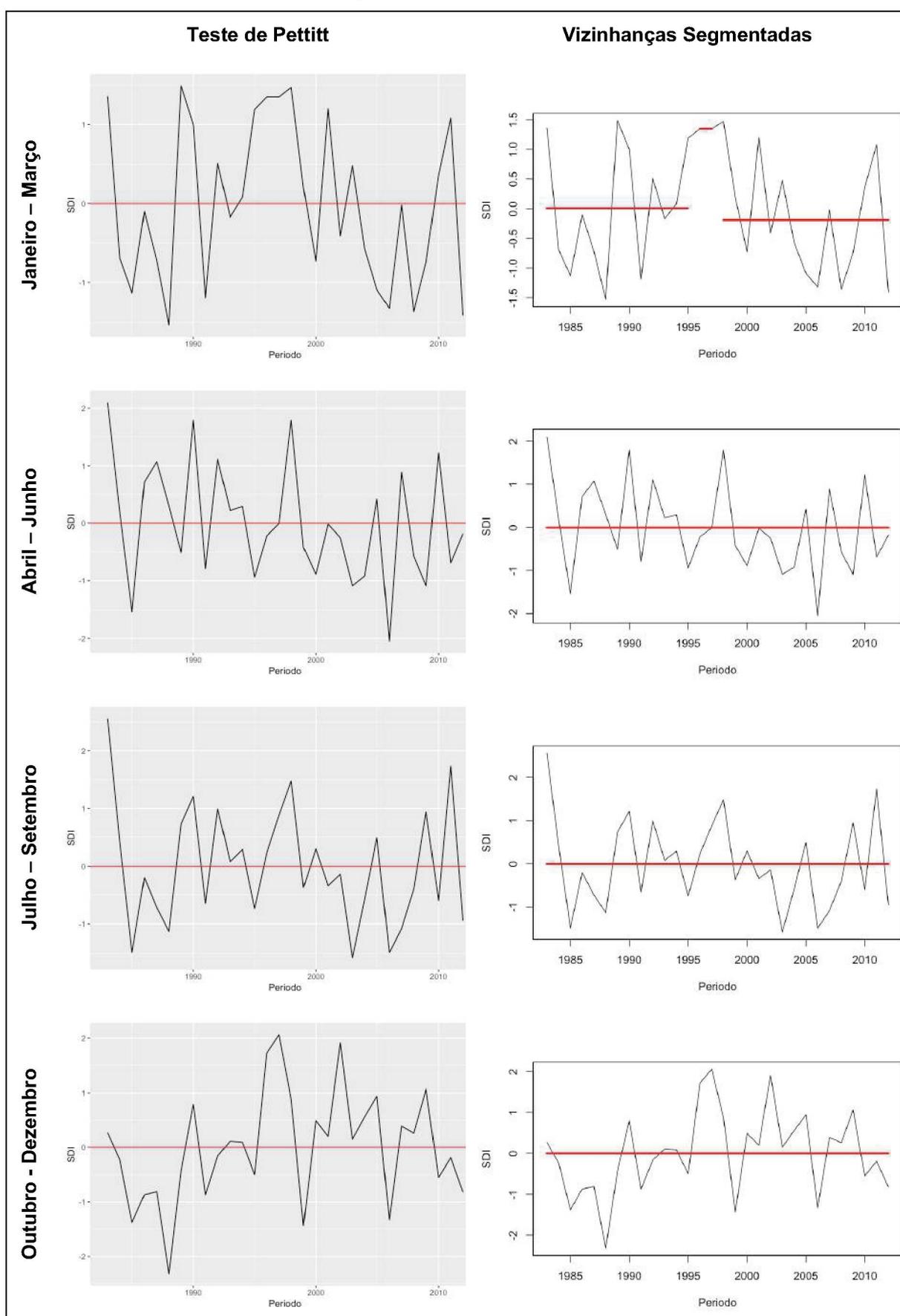
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 70



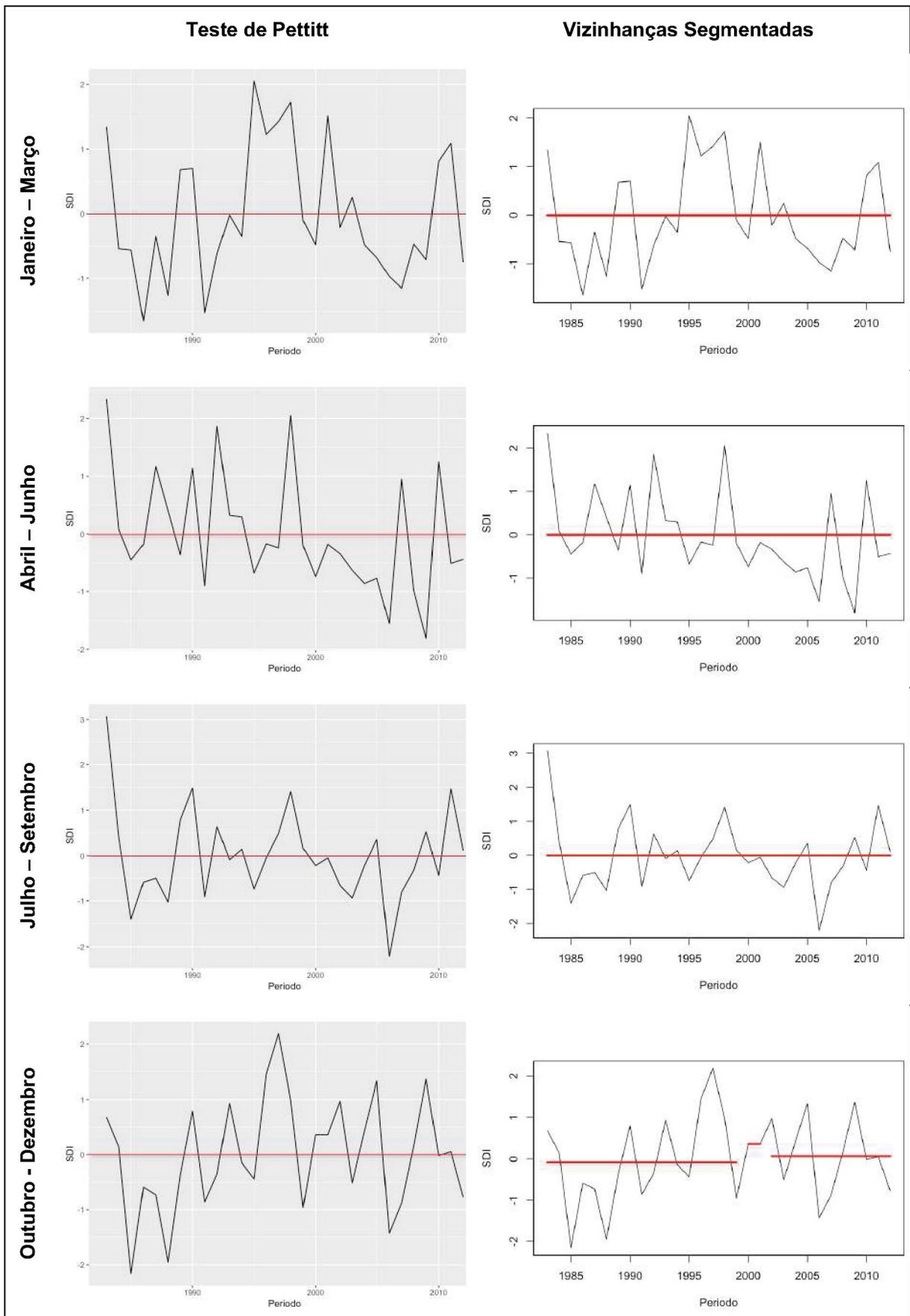
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 71



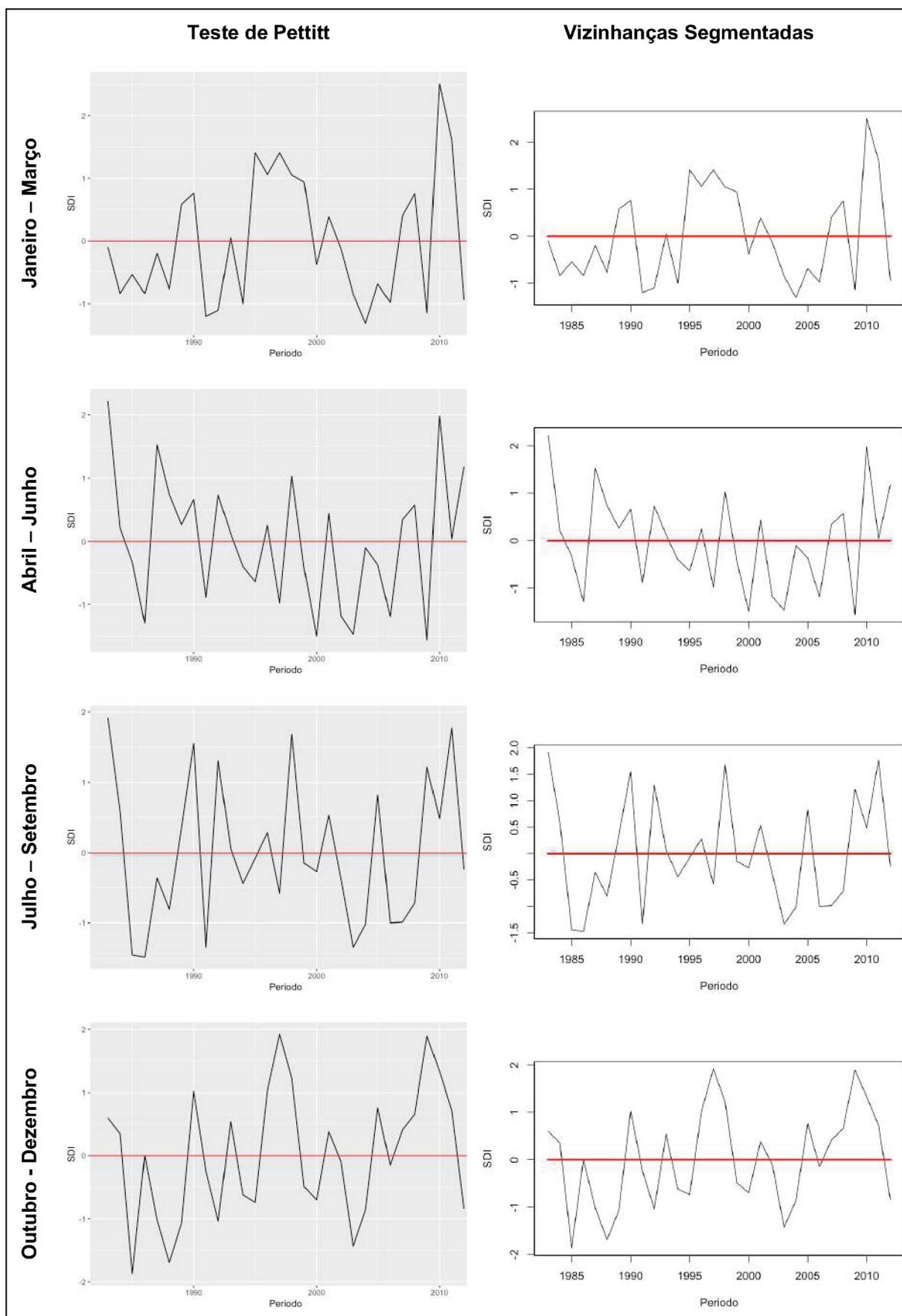
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 72



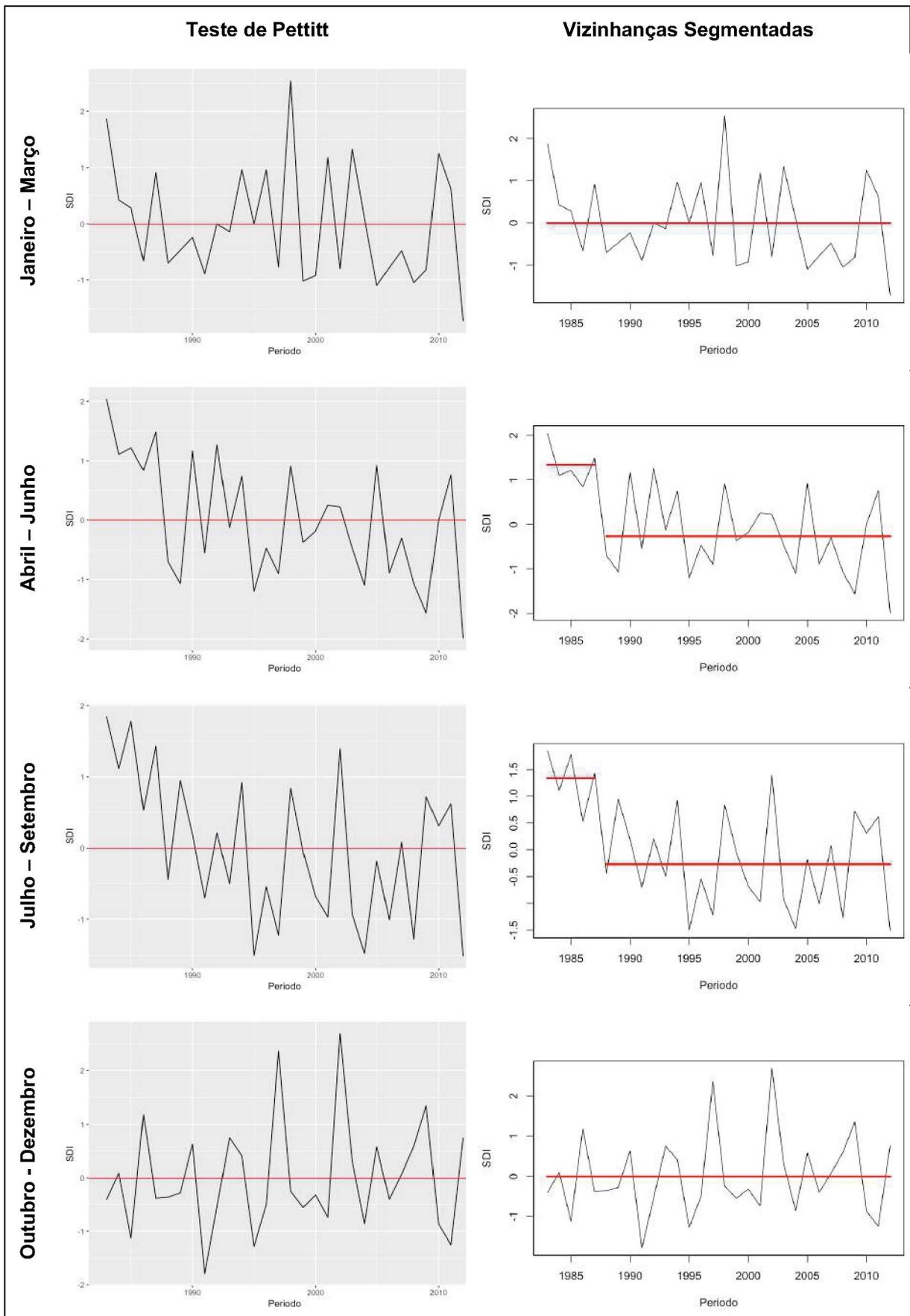
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 73



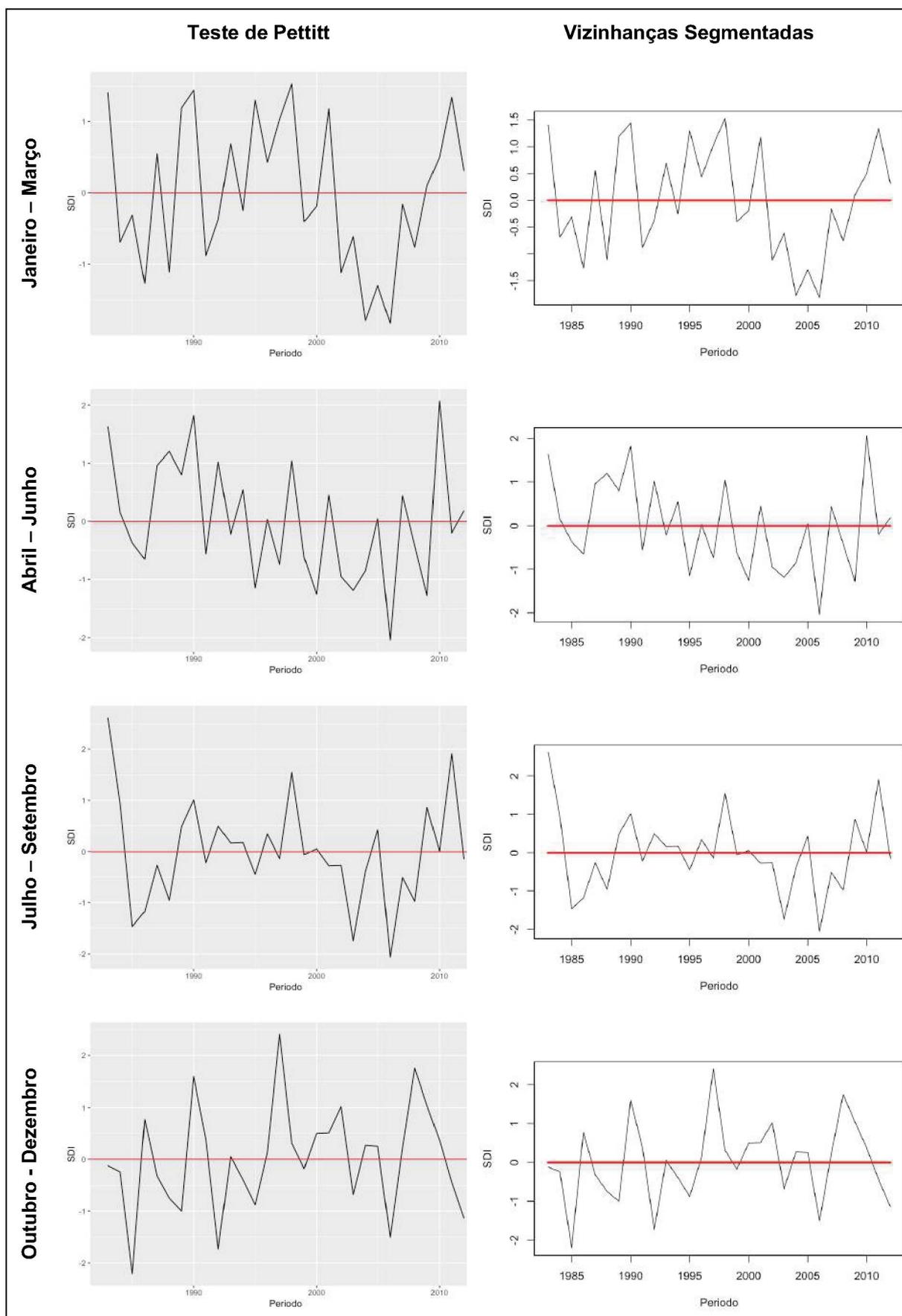
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 74



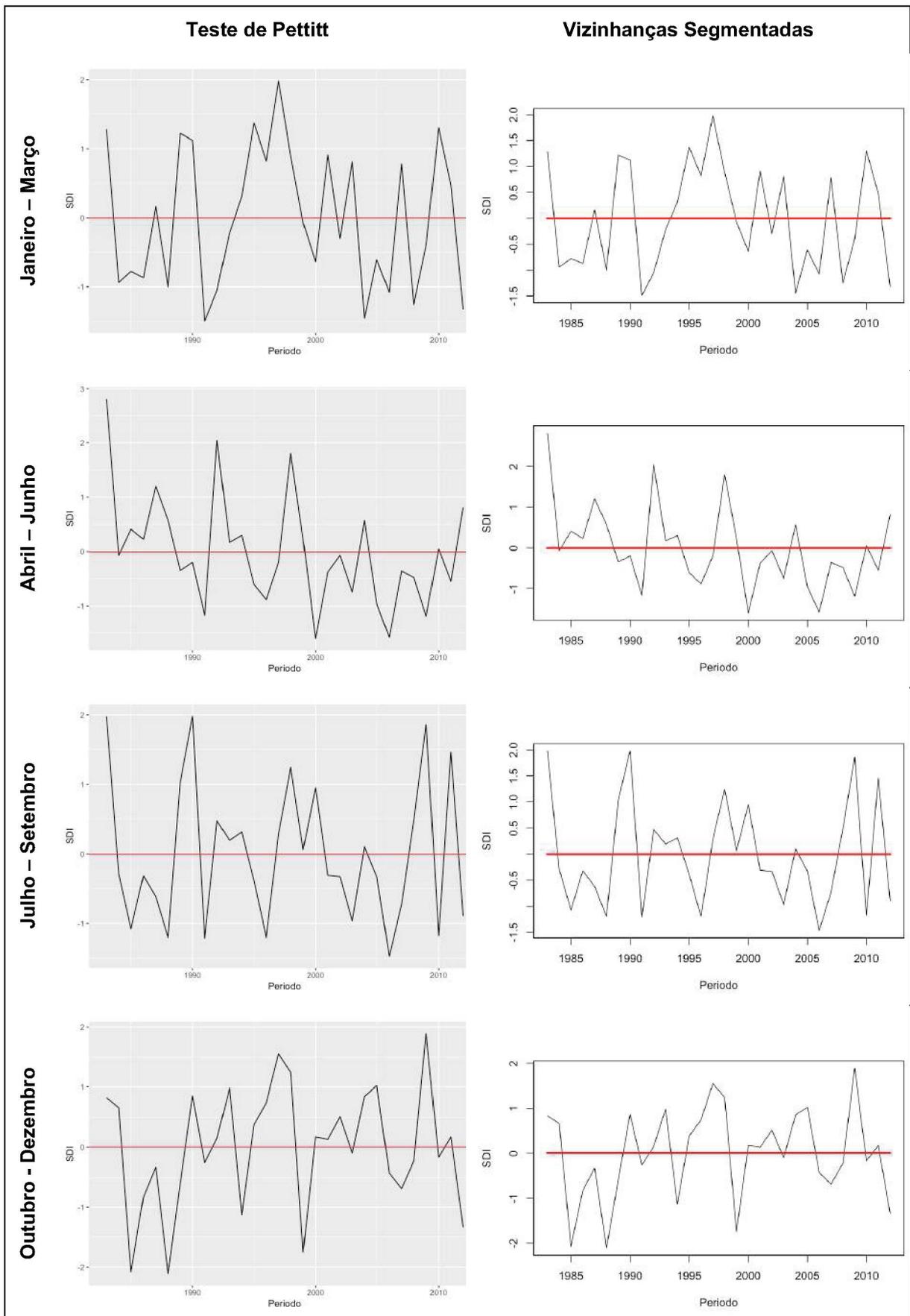
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 76



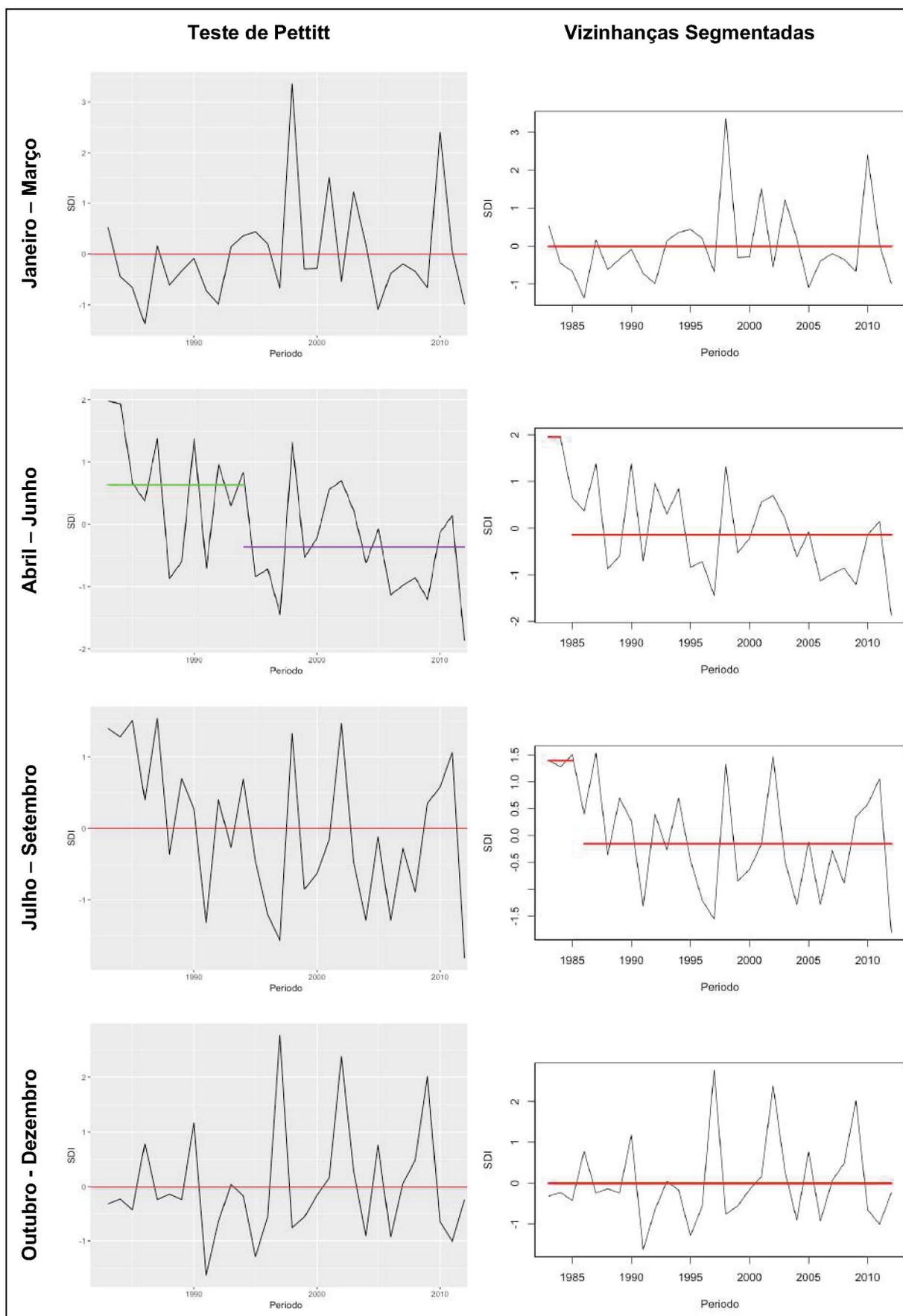
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 79



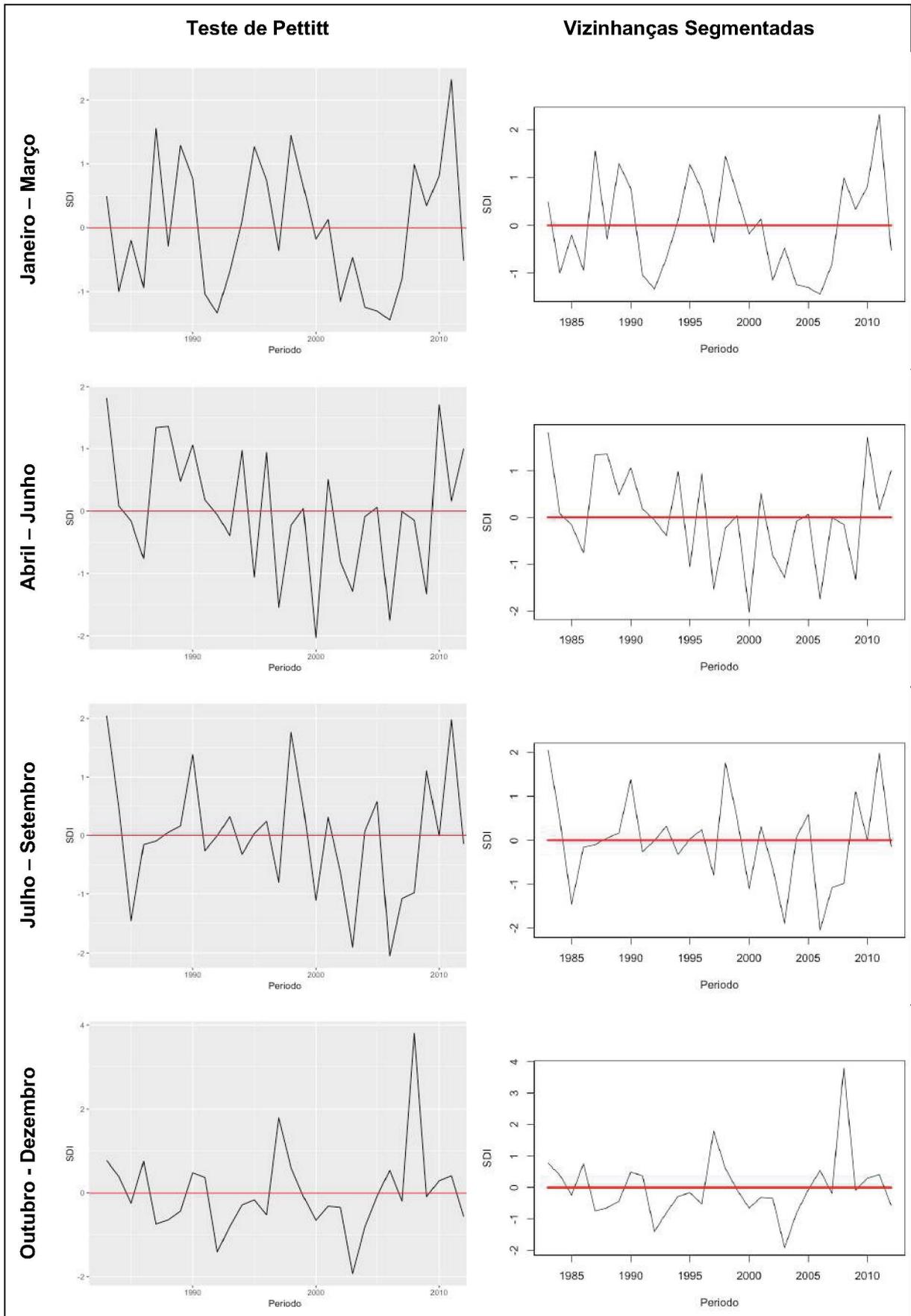
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 86



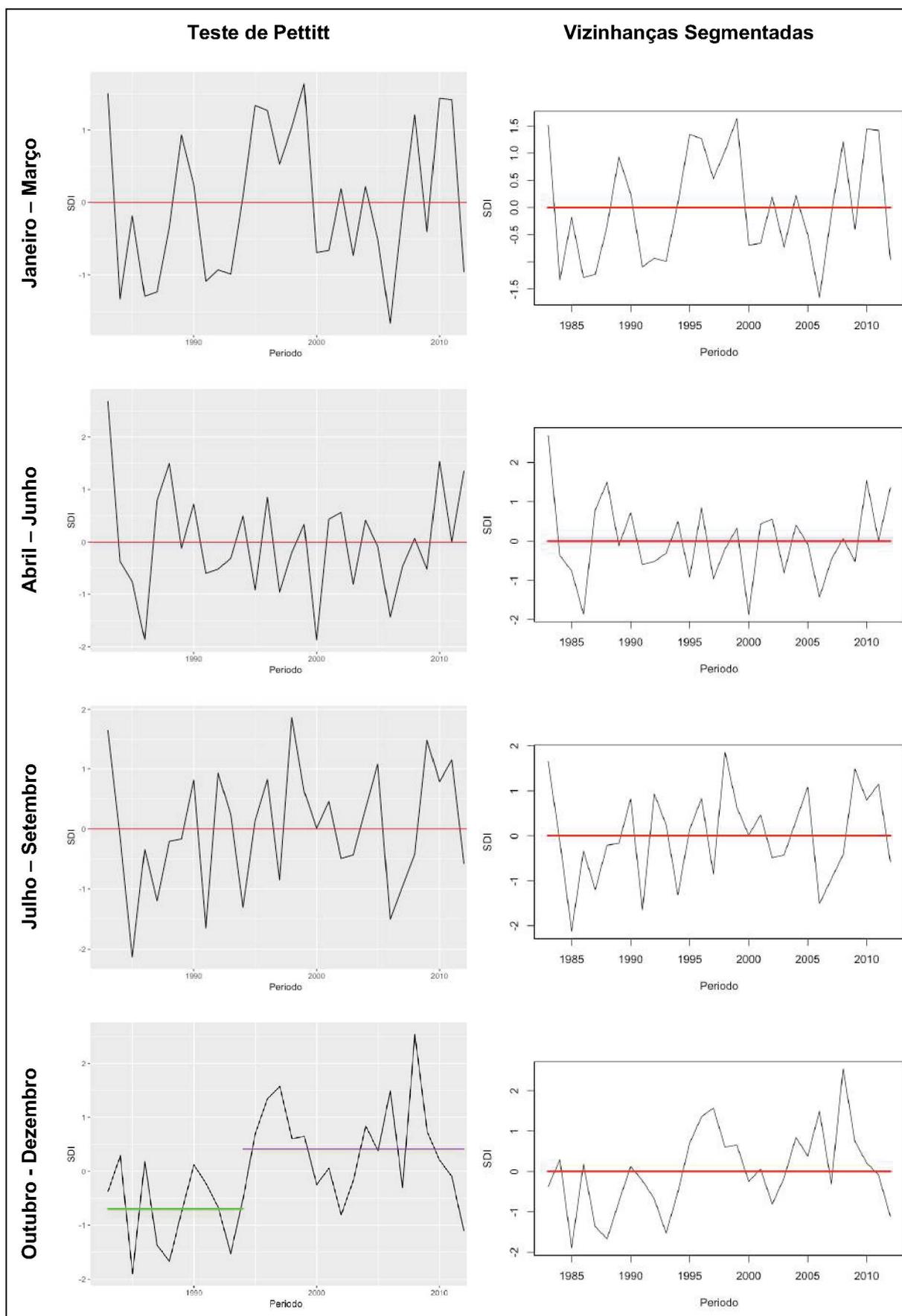
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 88



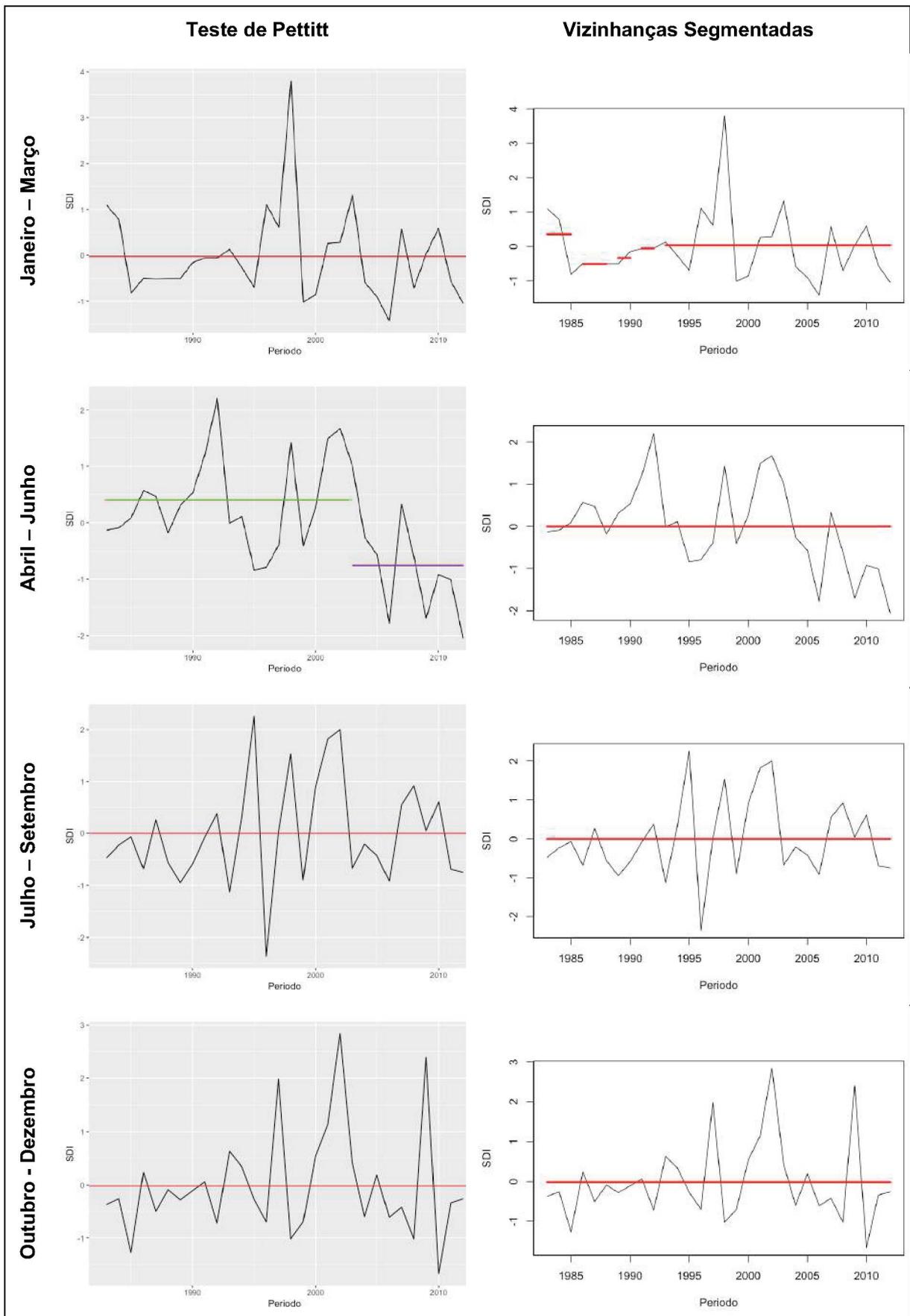
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 113



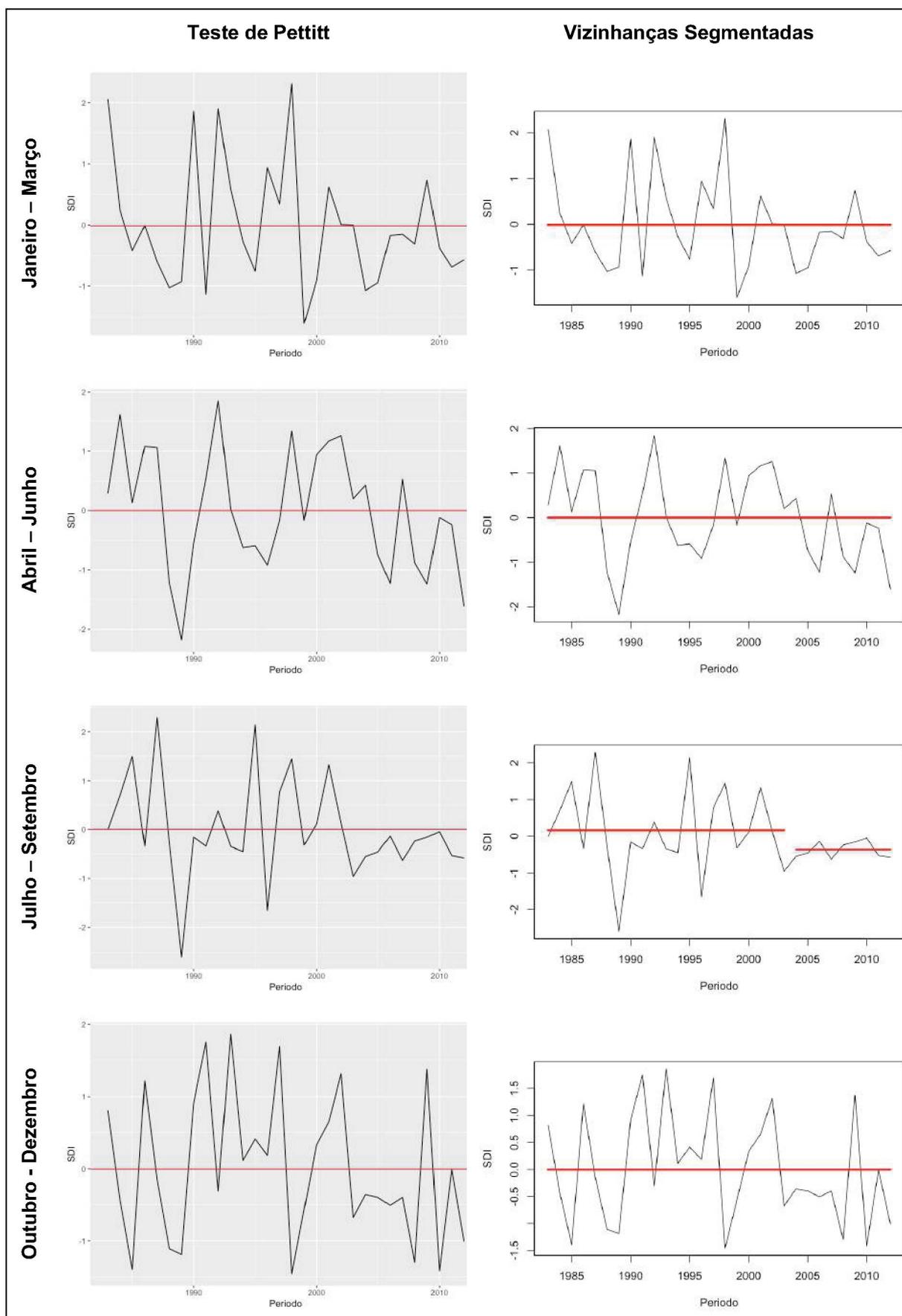
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 119



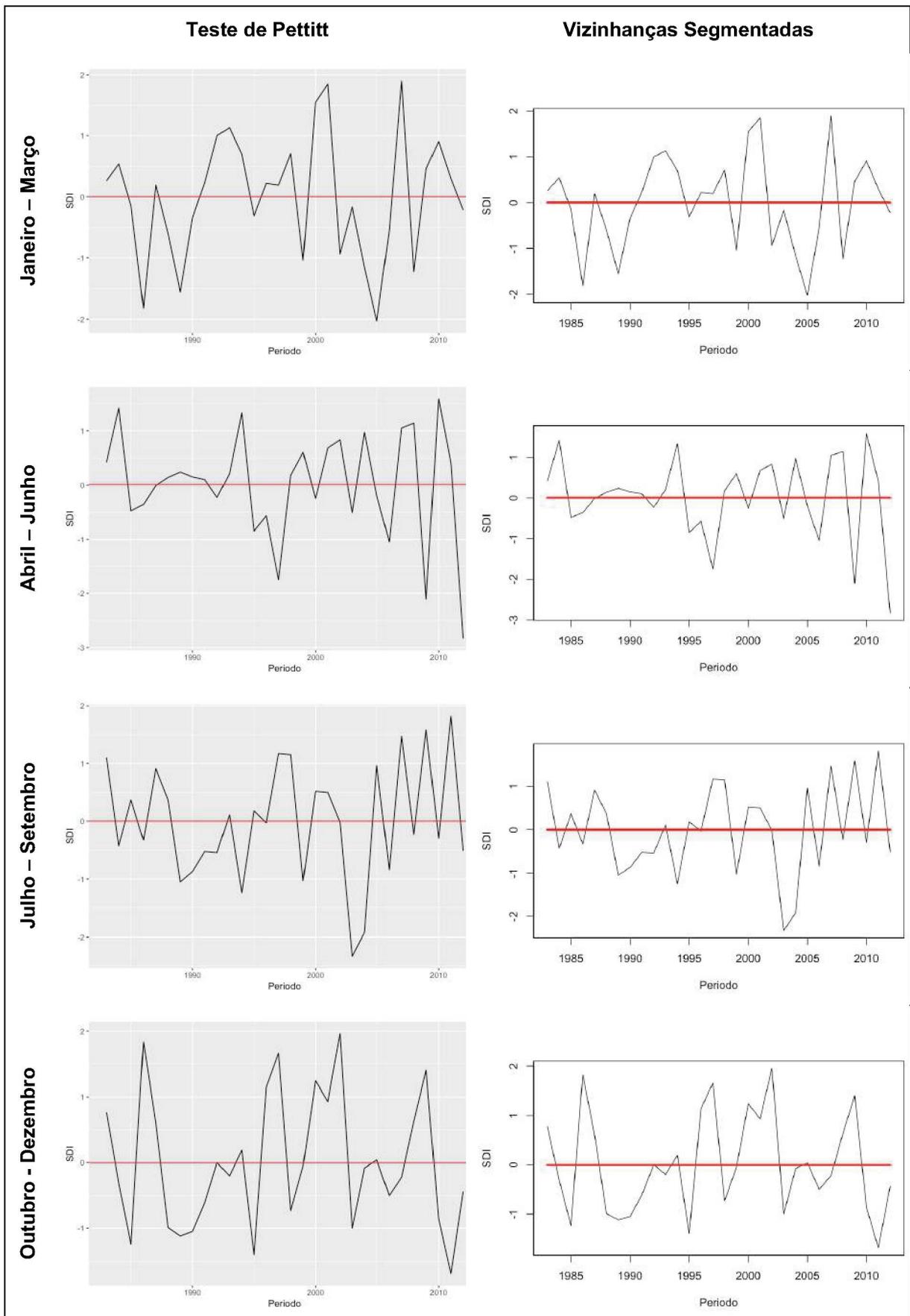
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 126



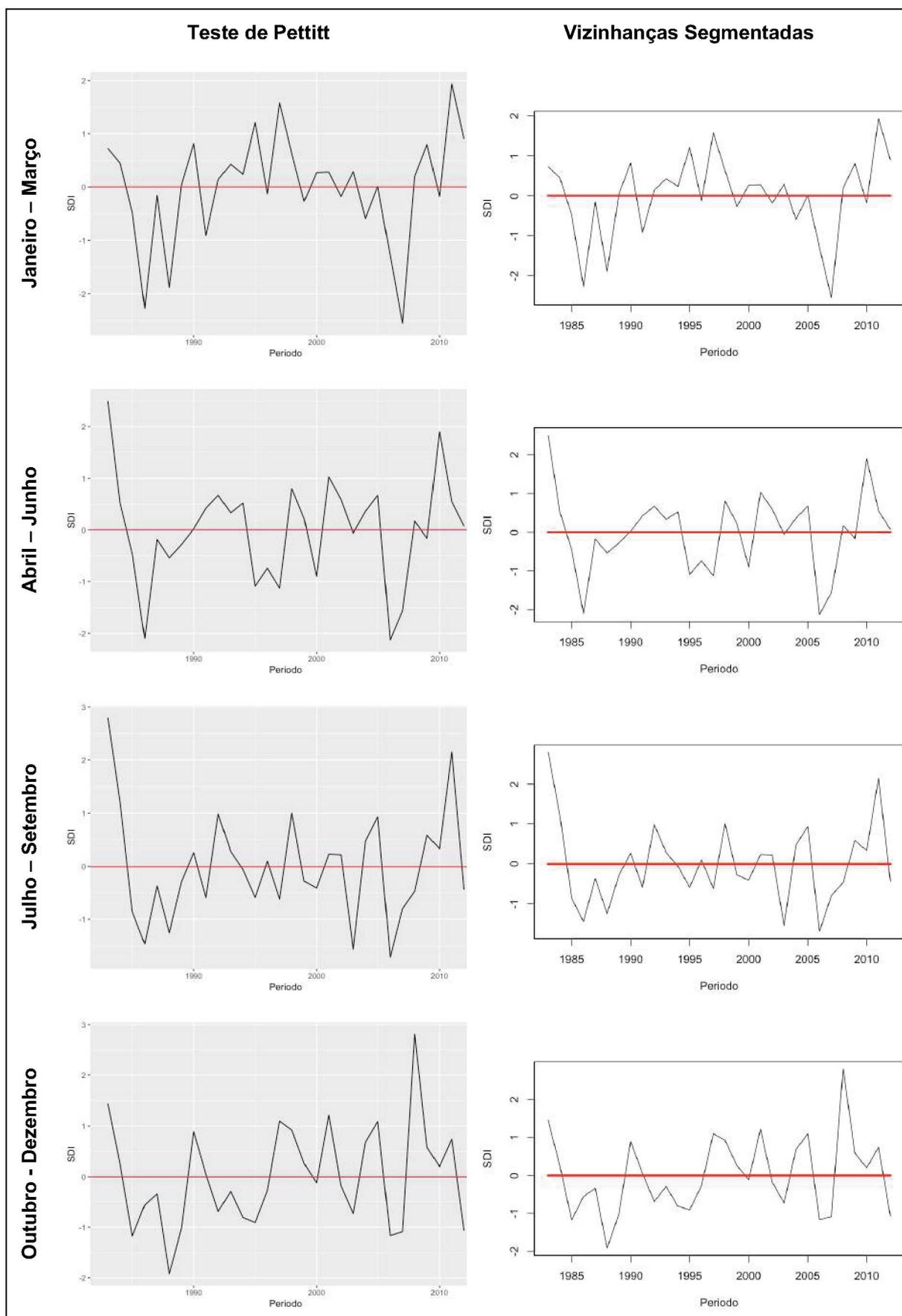
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 127



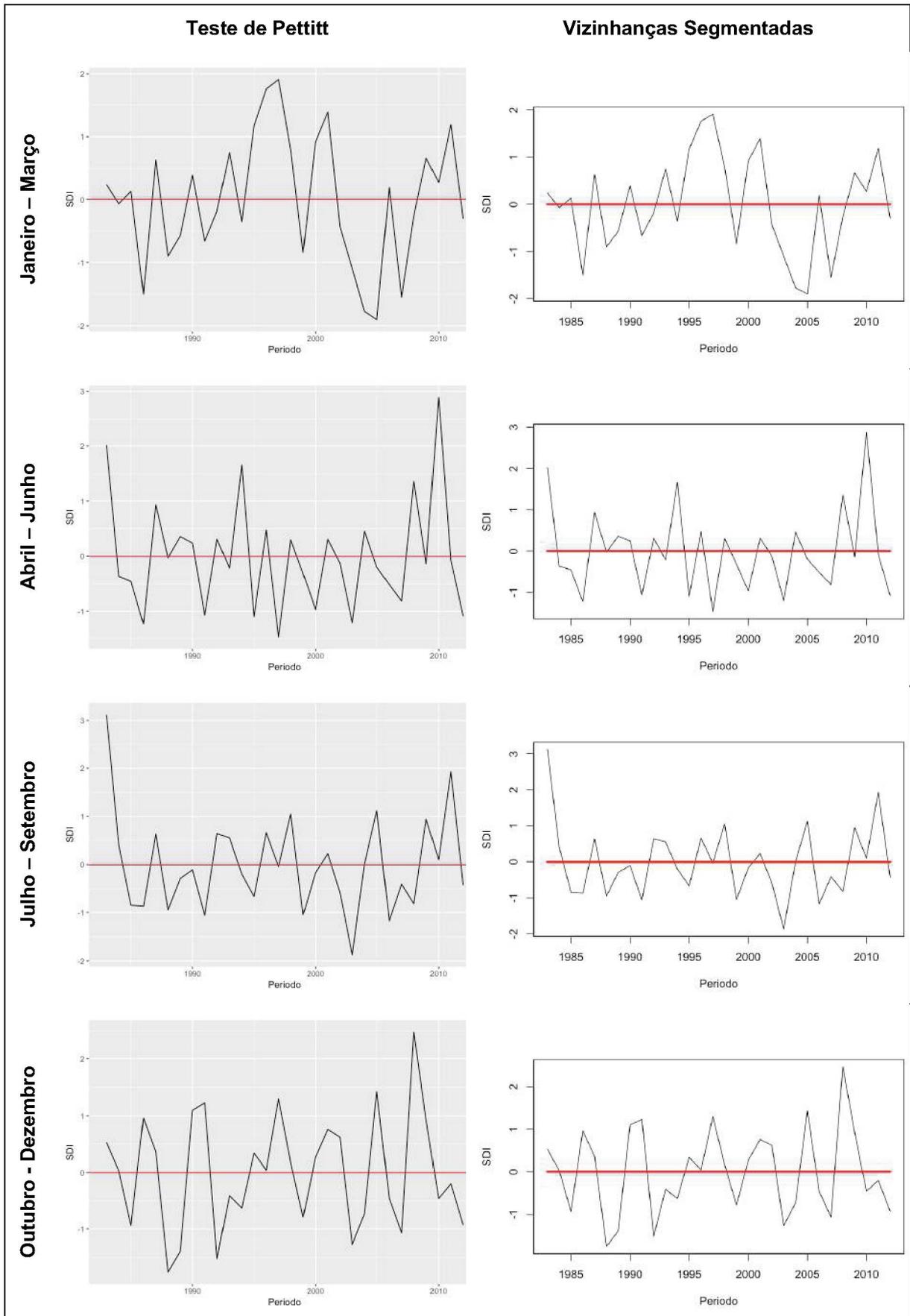
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 128



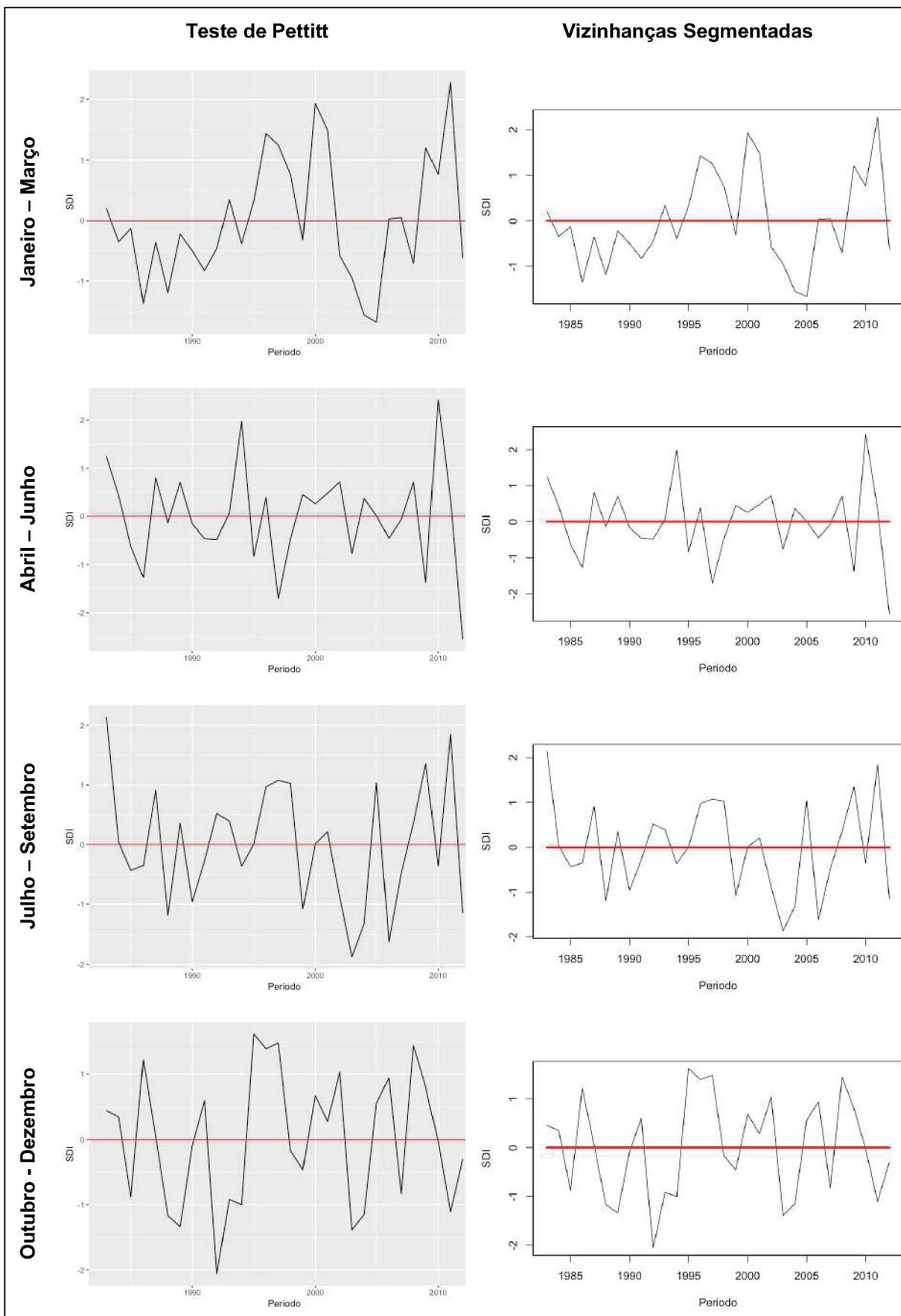
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 129



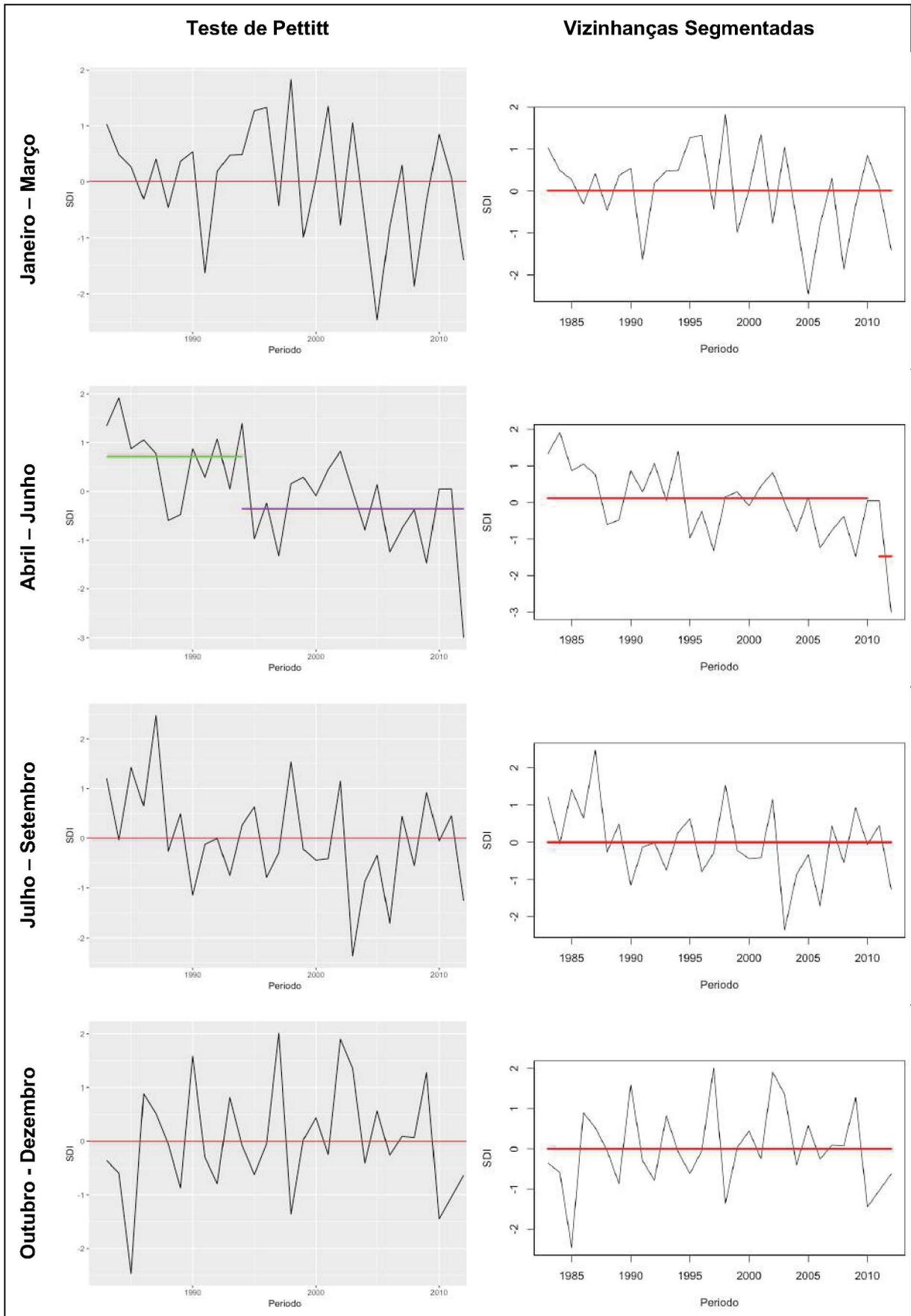
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 130



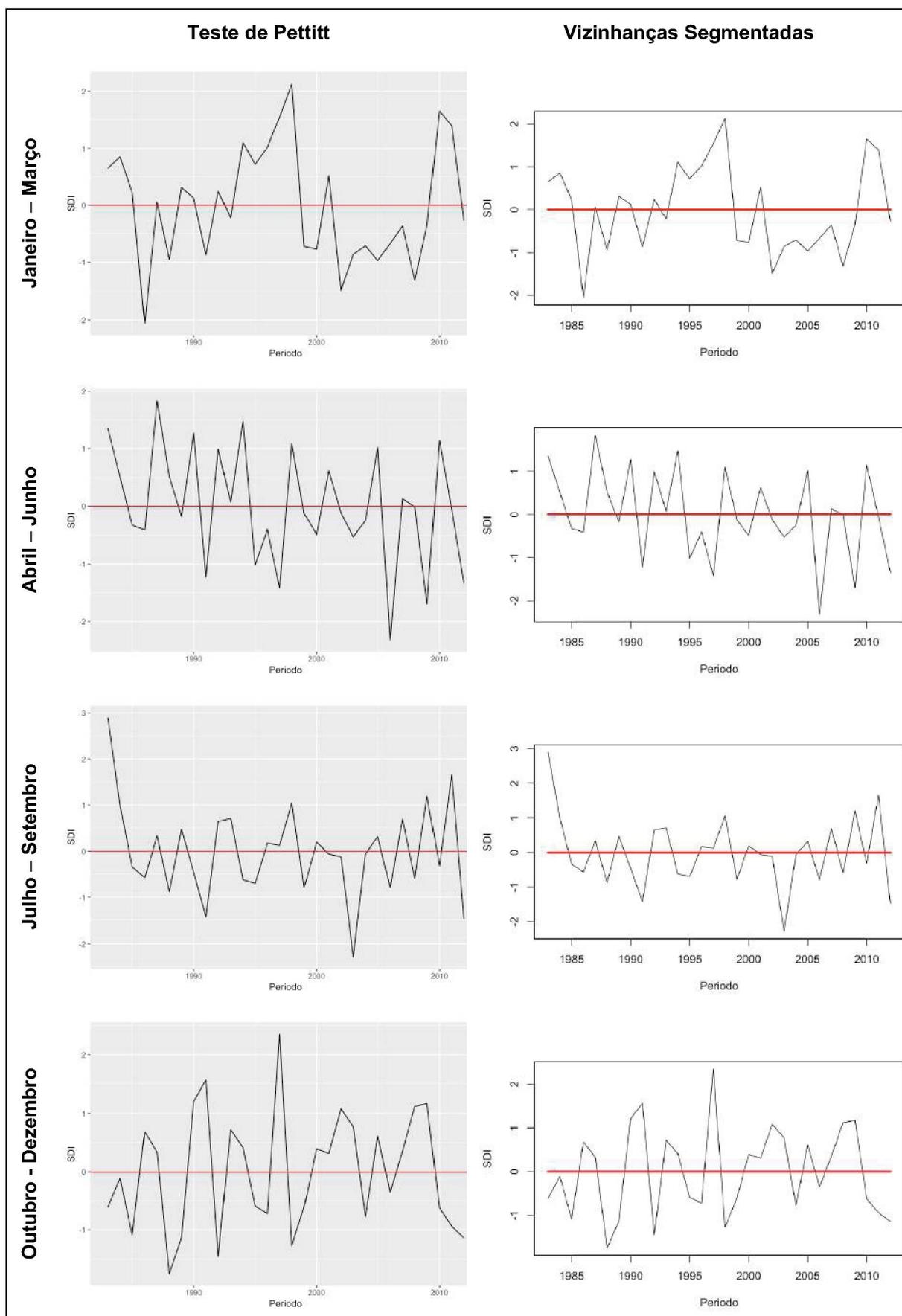
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 131



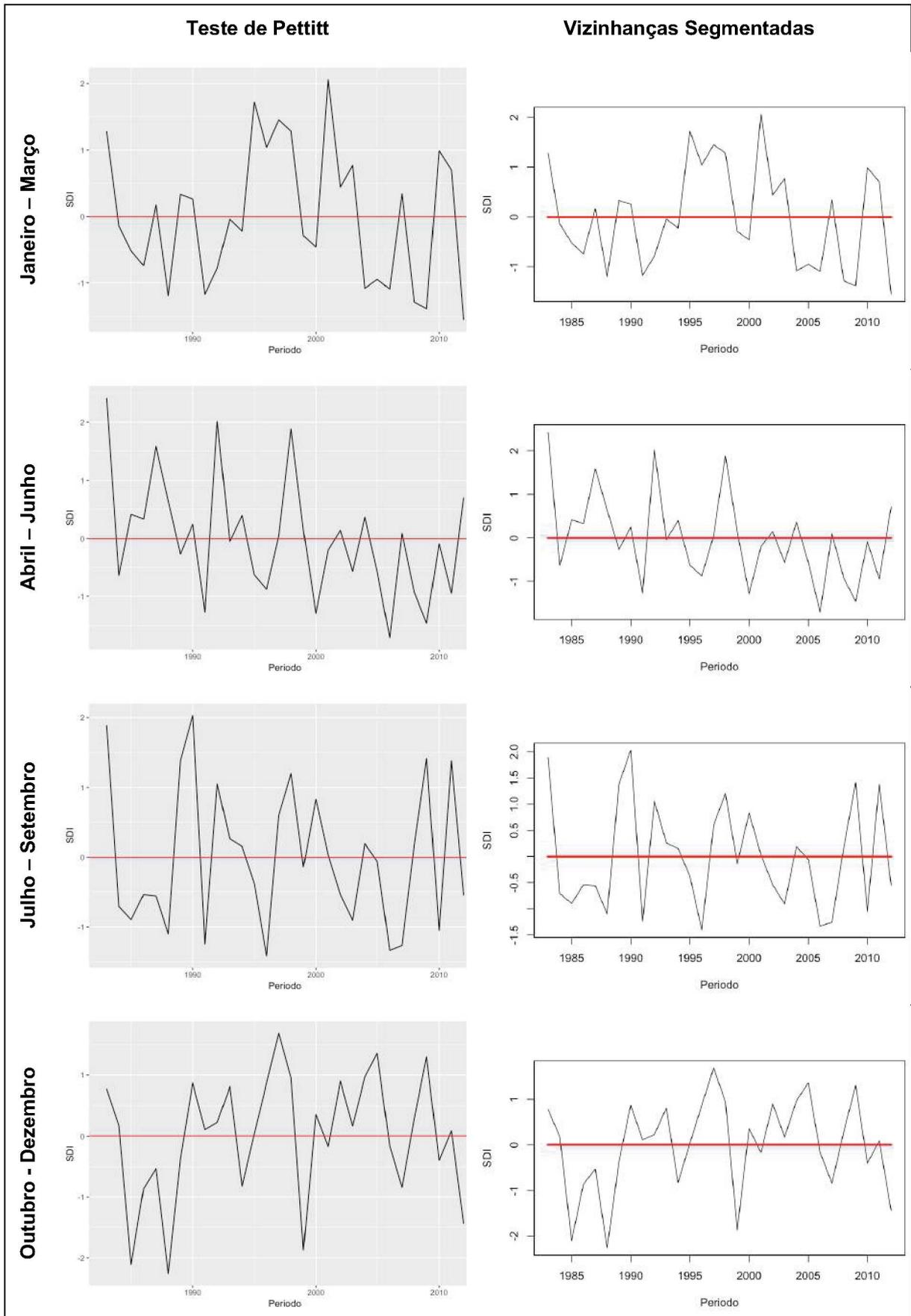
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 190



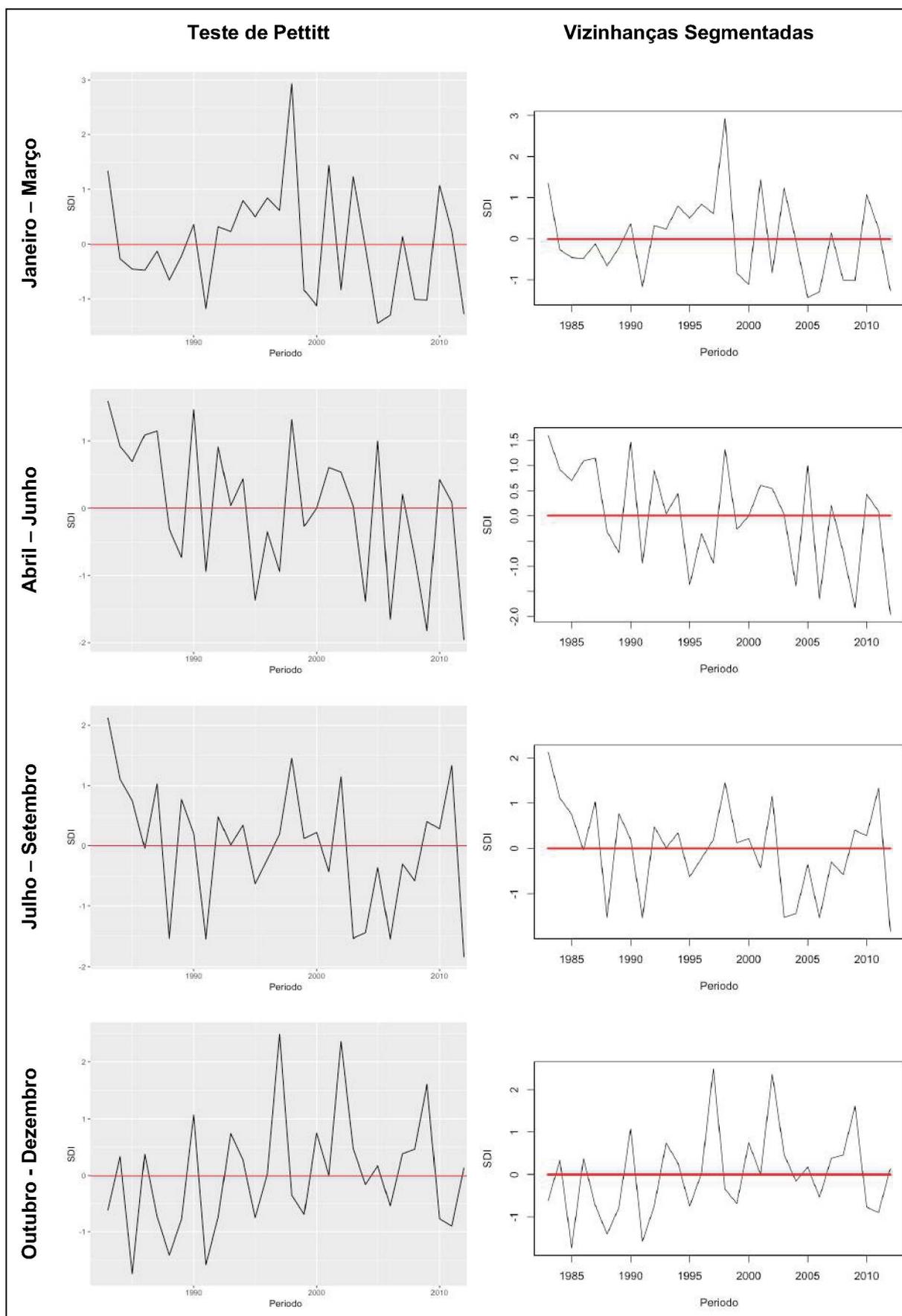
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 199



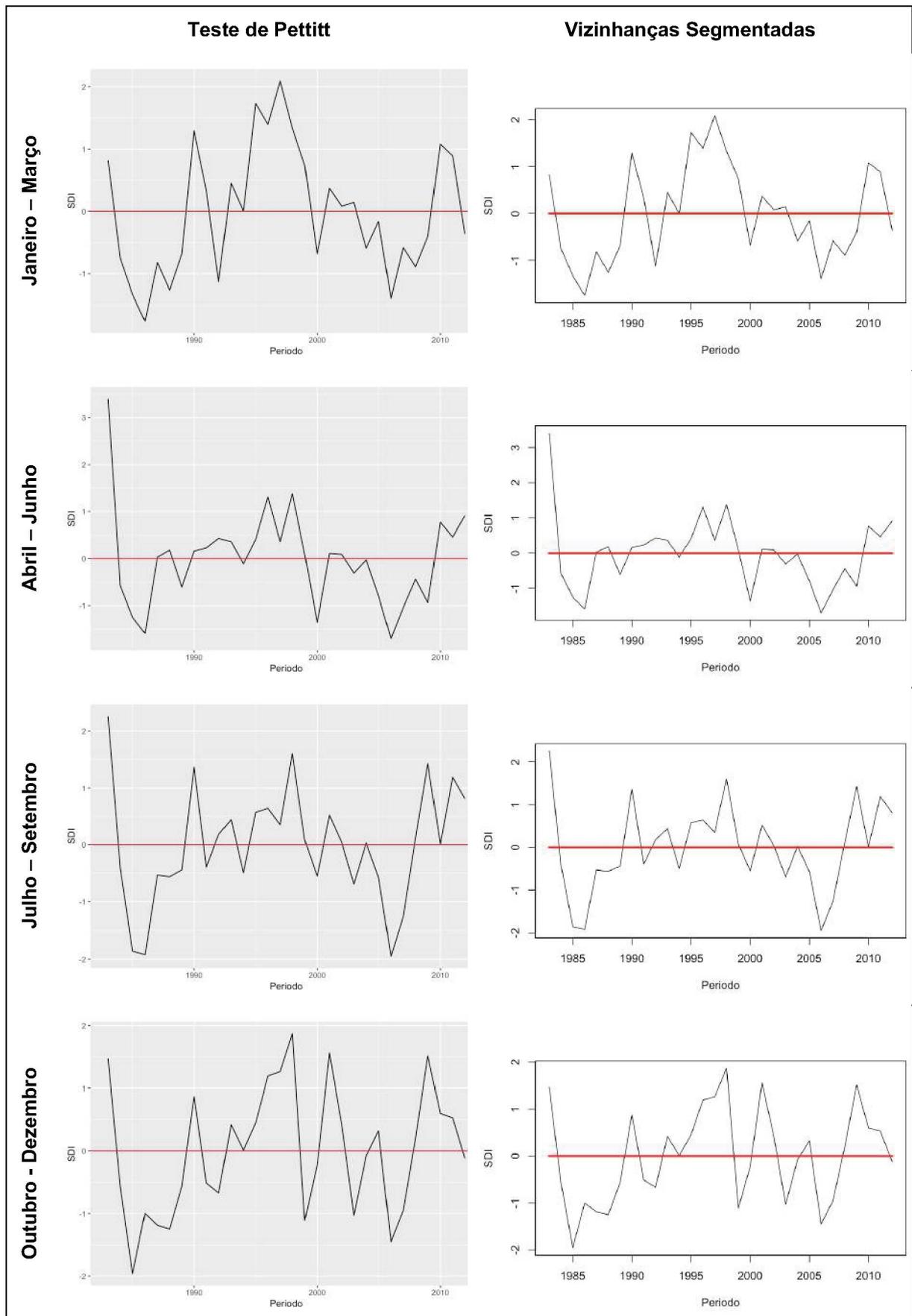
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 201



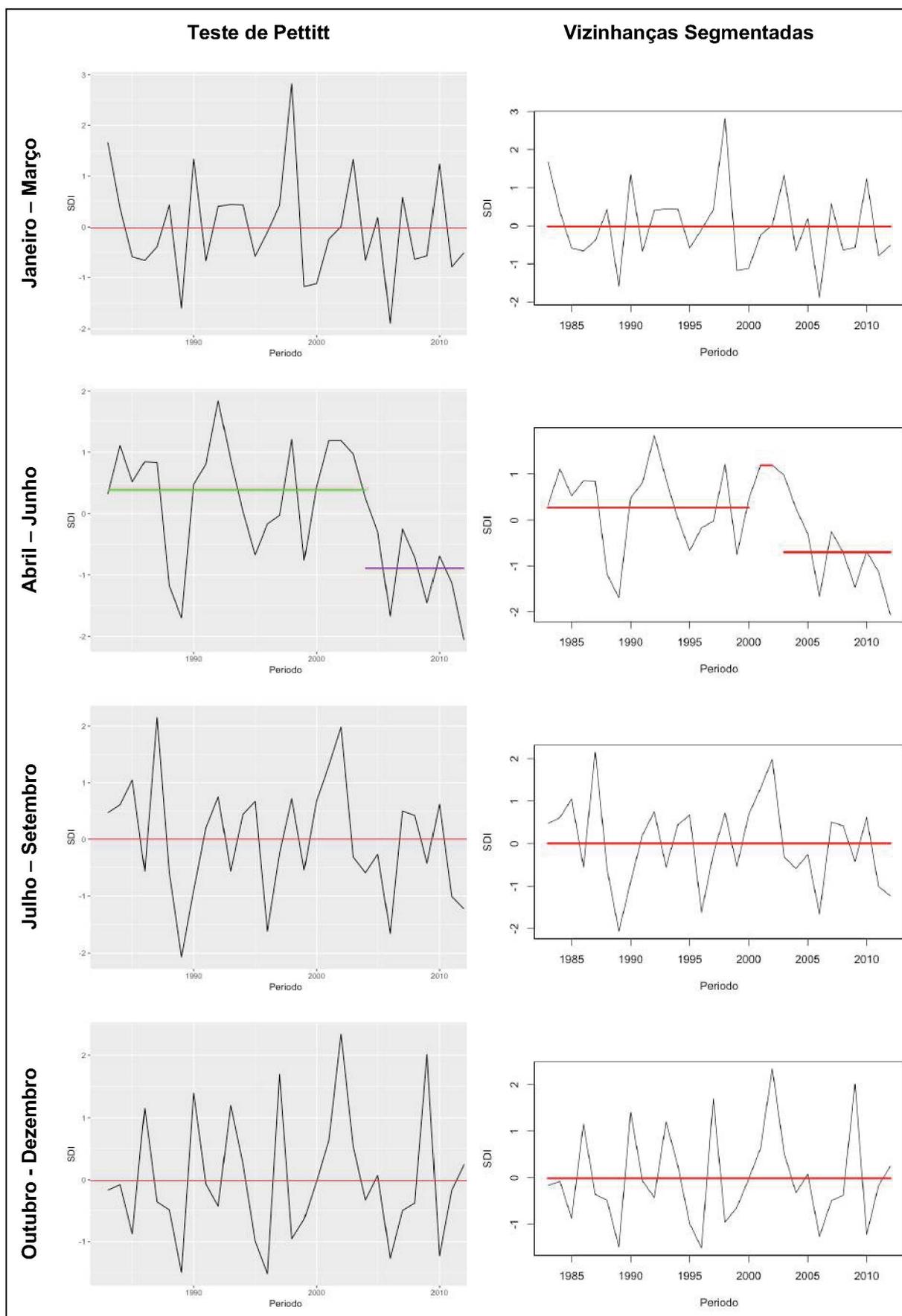
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 210



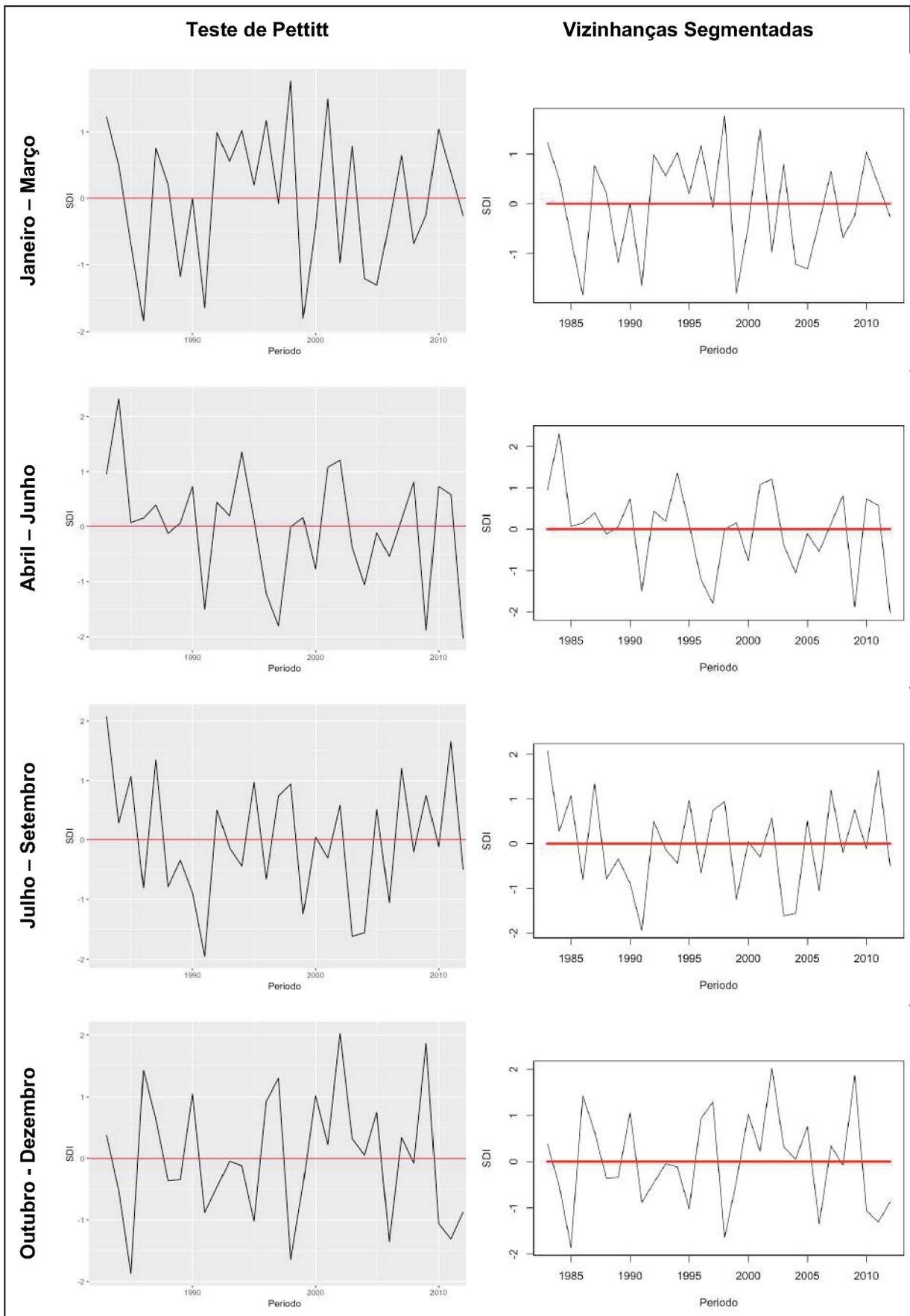
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 213



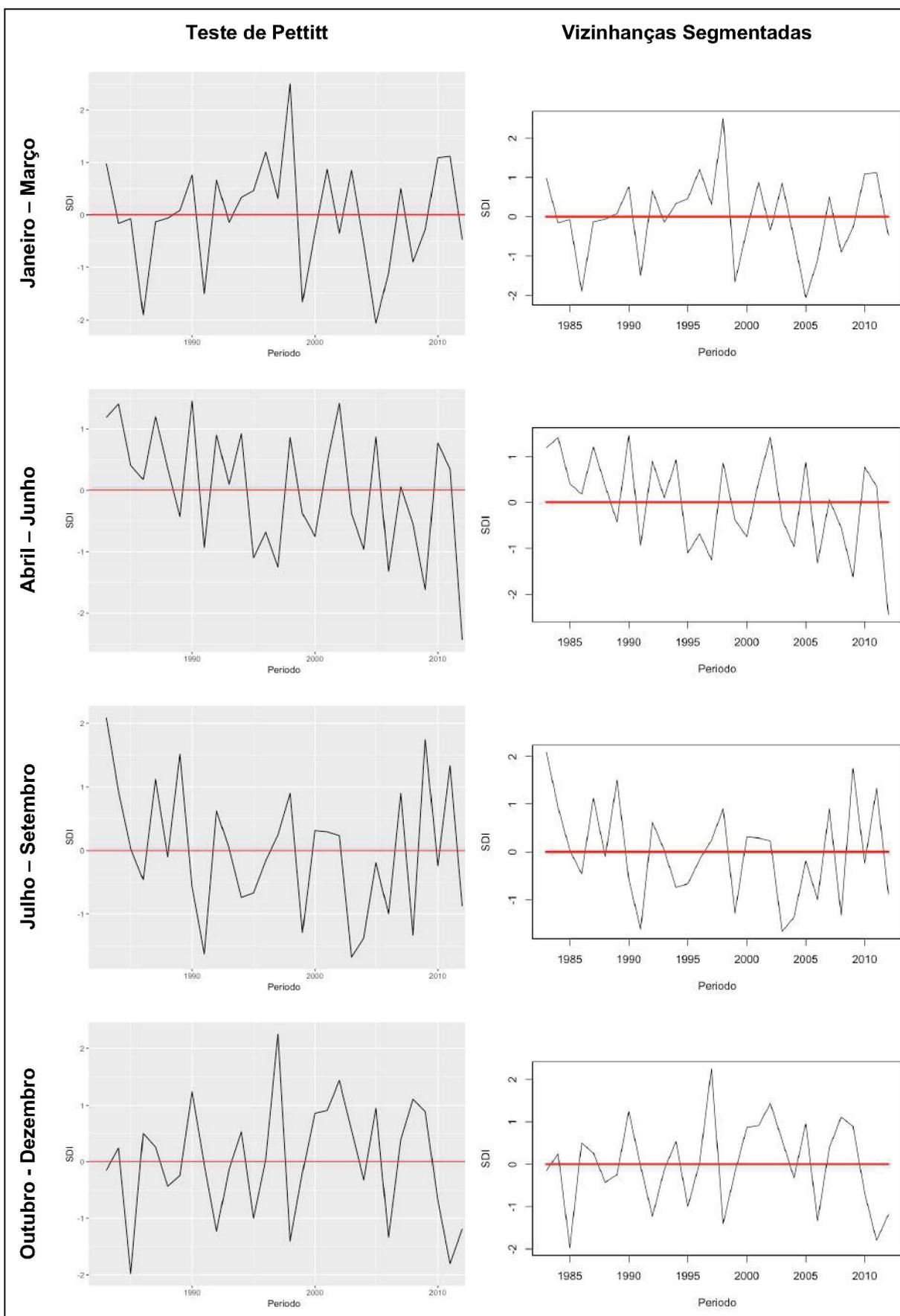
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 216



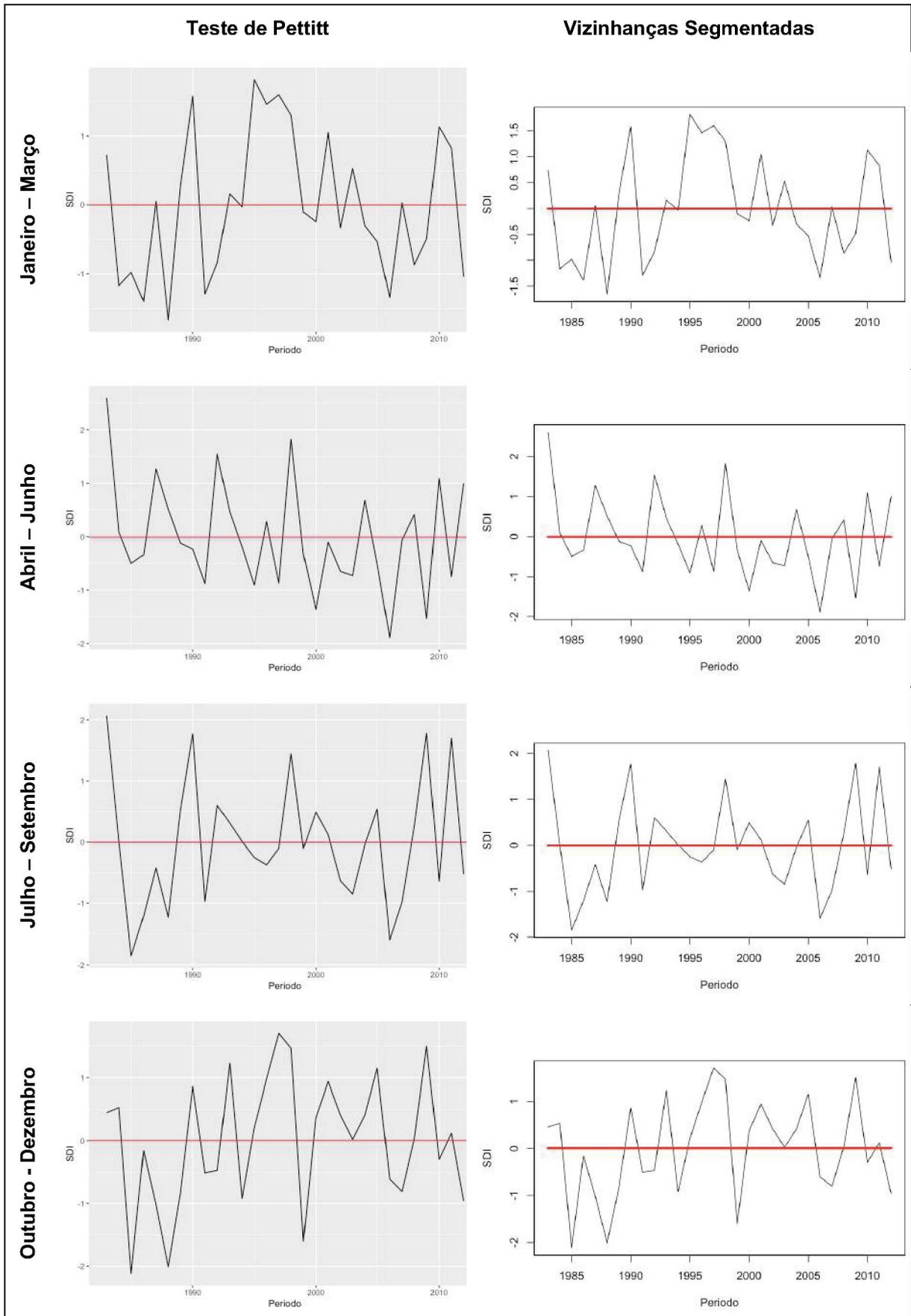
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 230



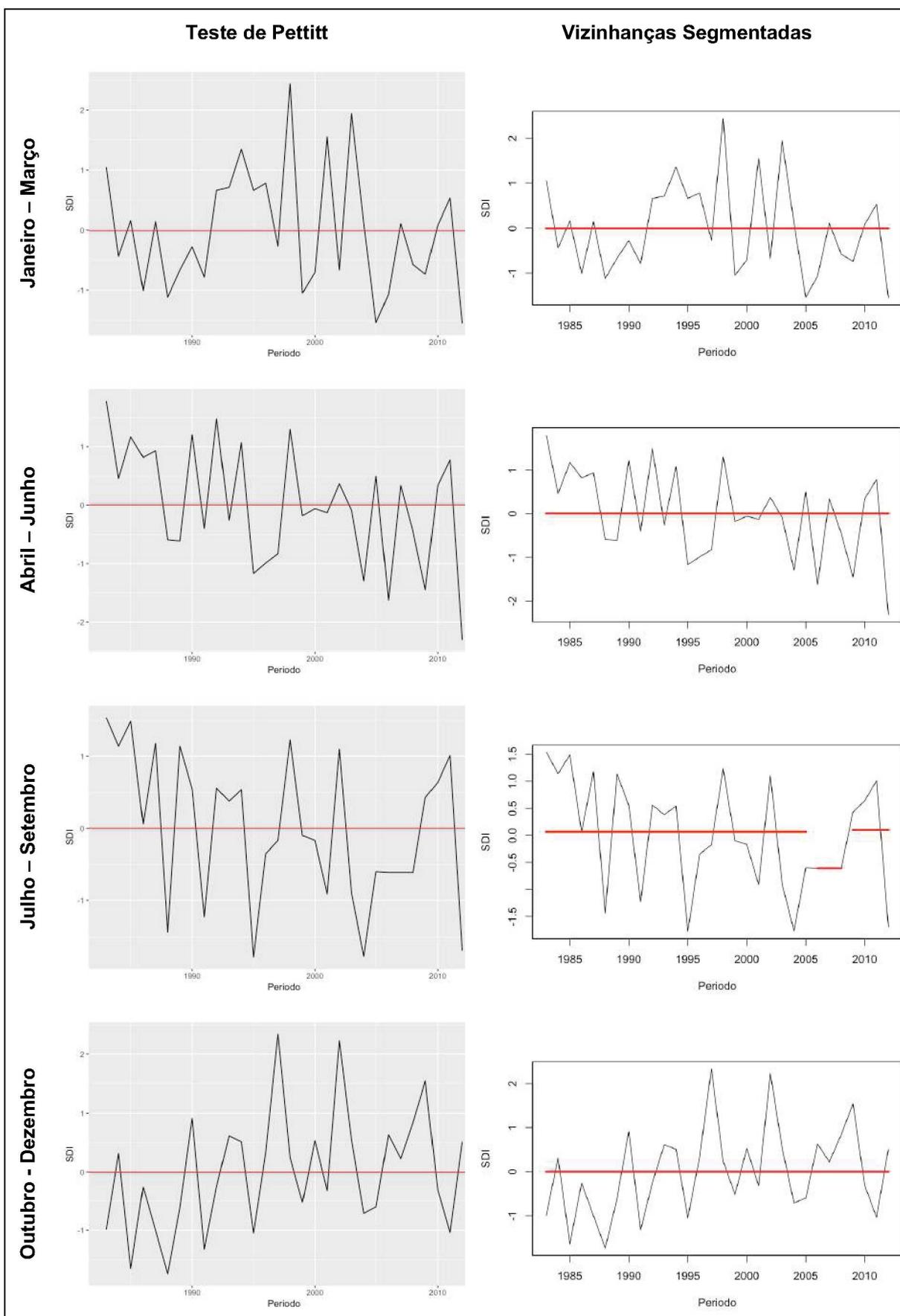
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 237



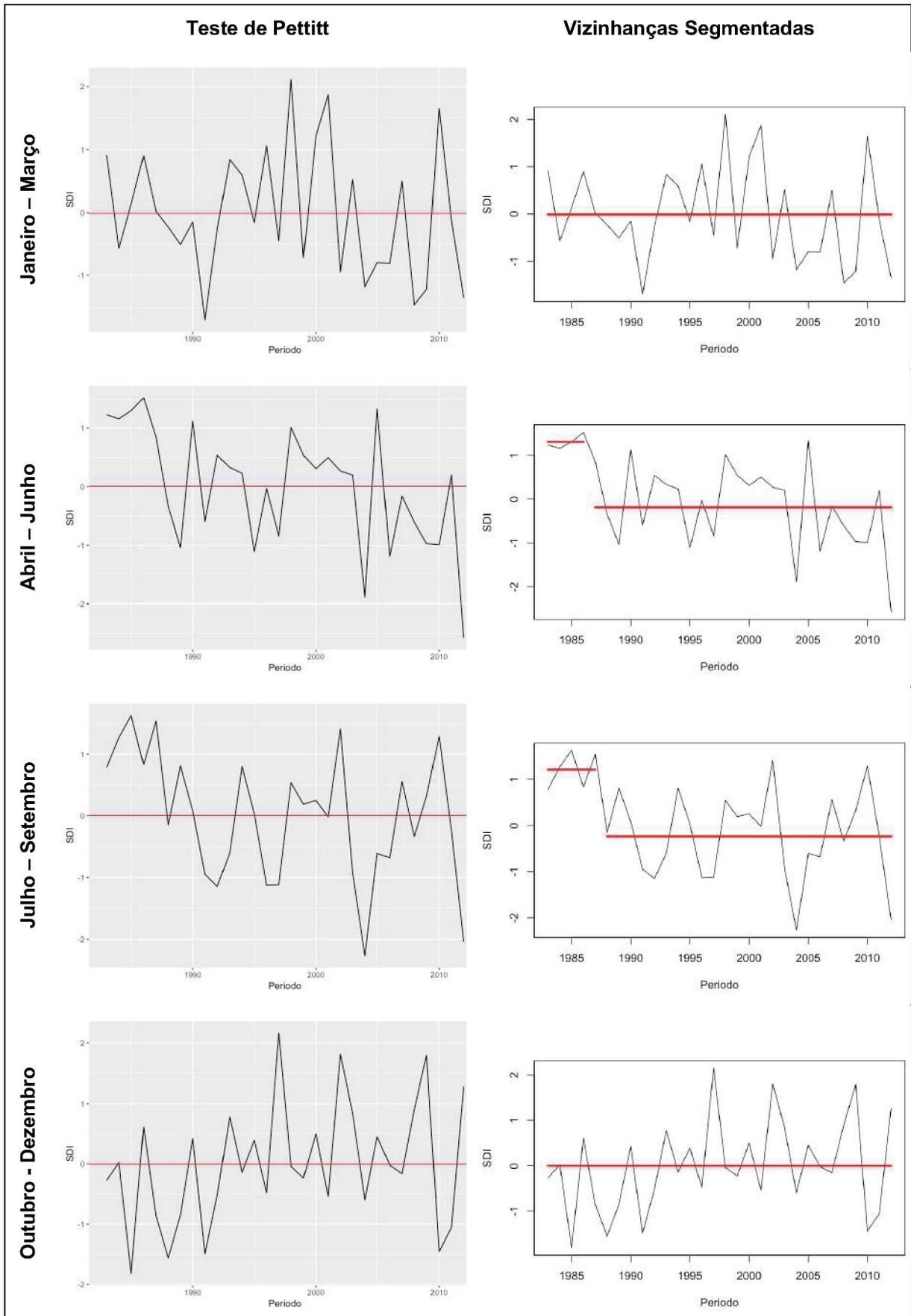
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 241



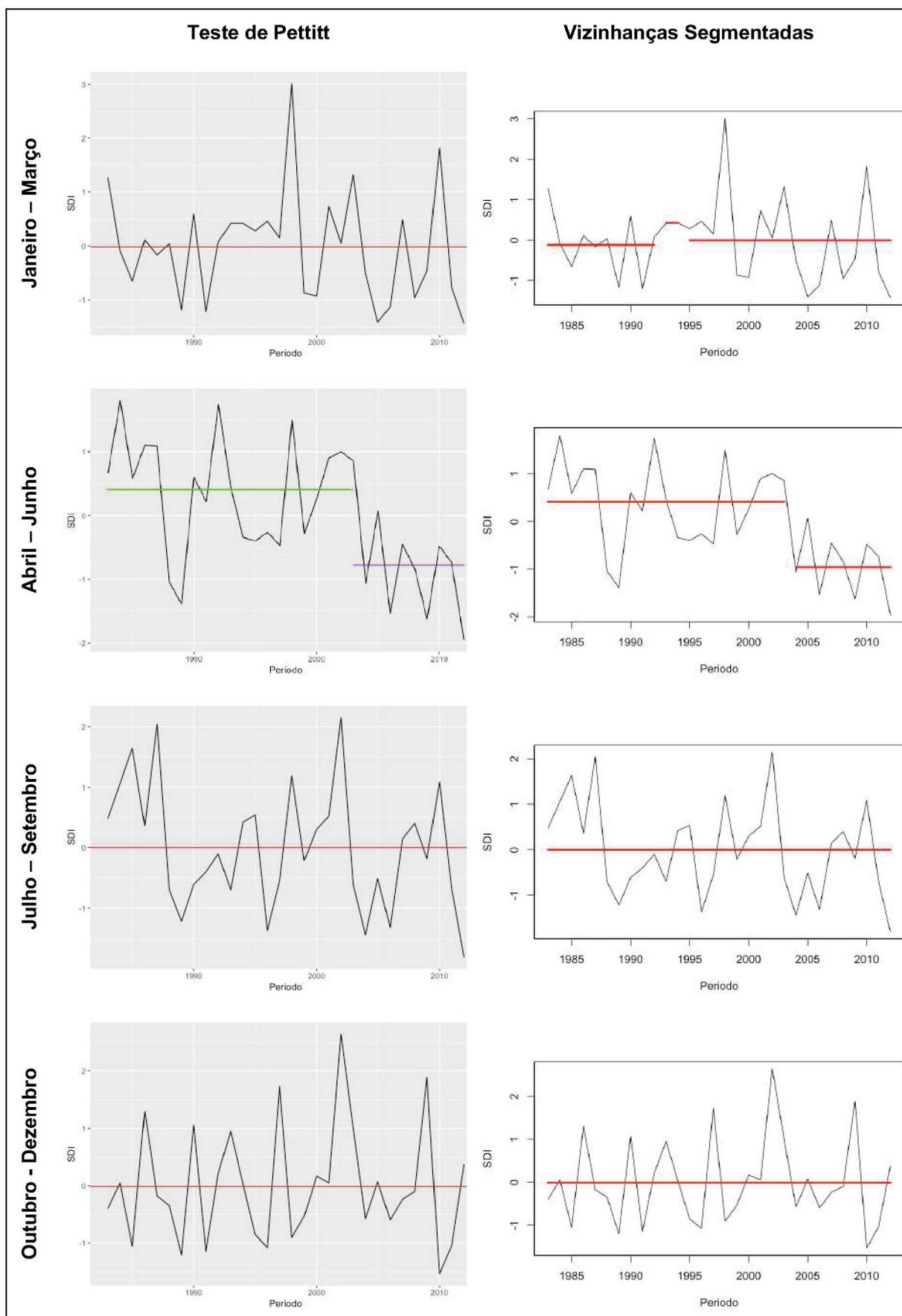
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 262



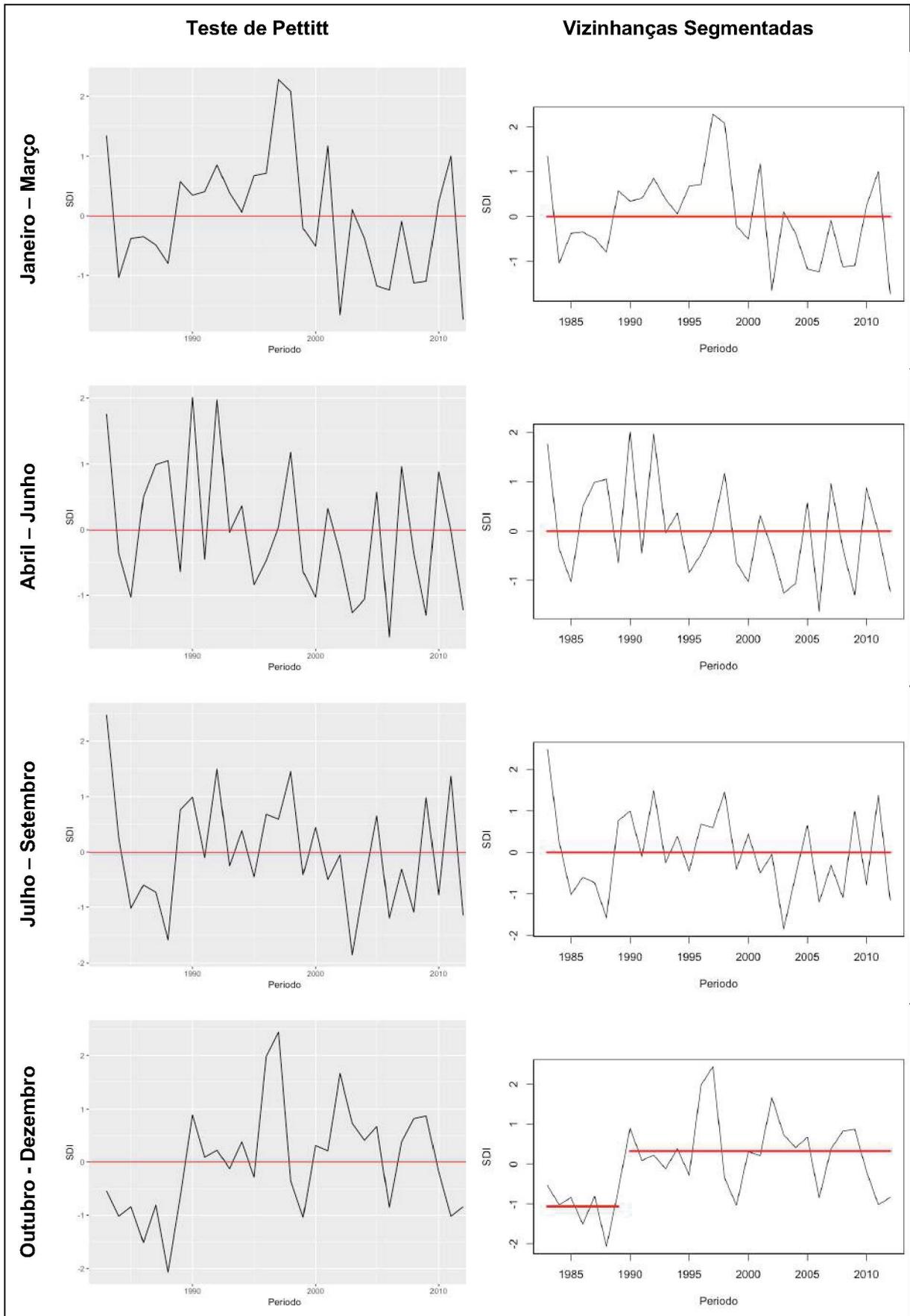
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 263



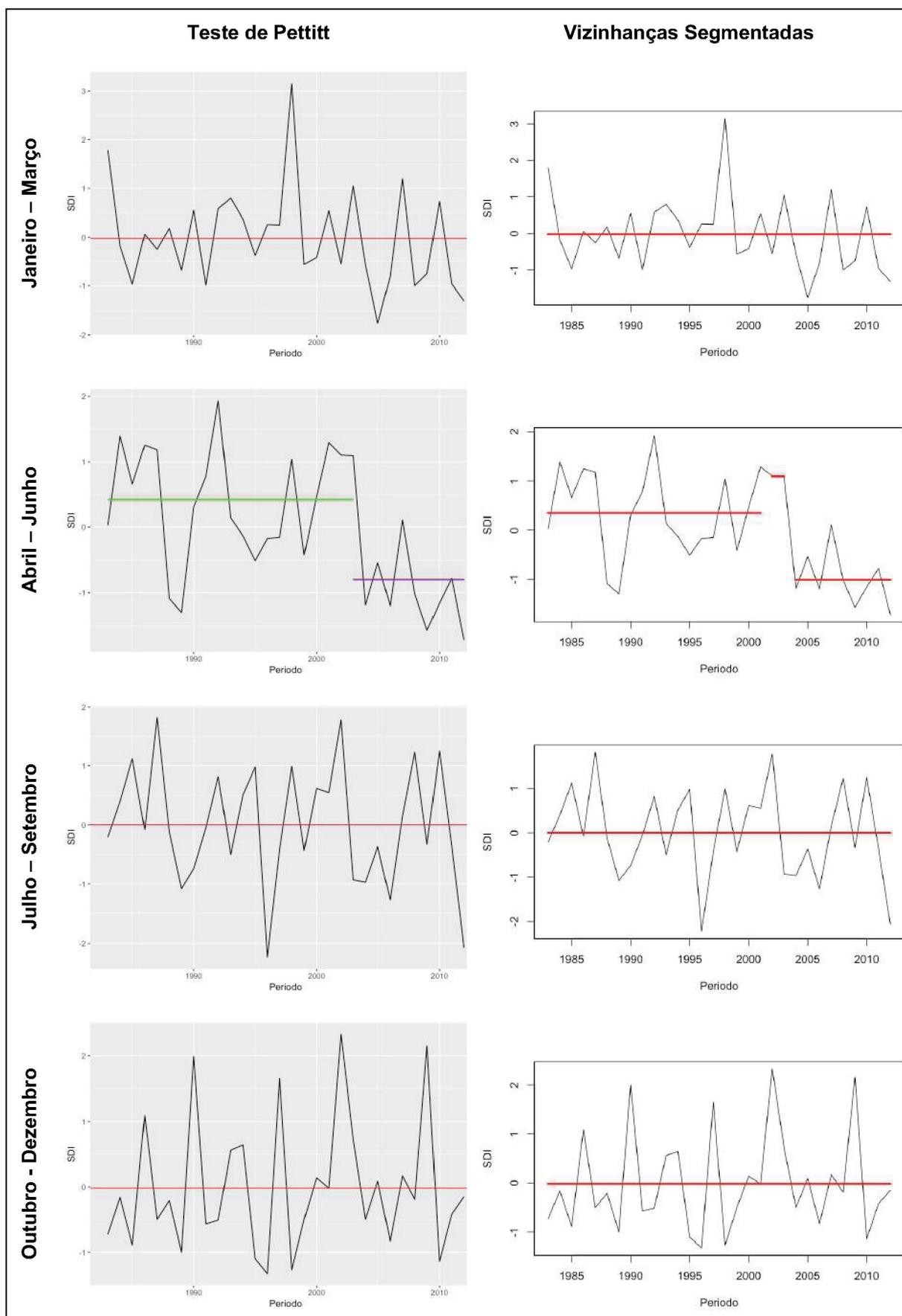
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 264



PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 265

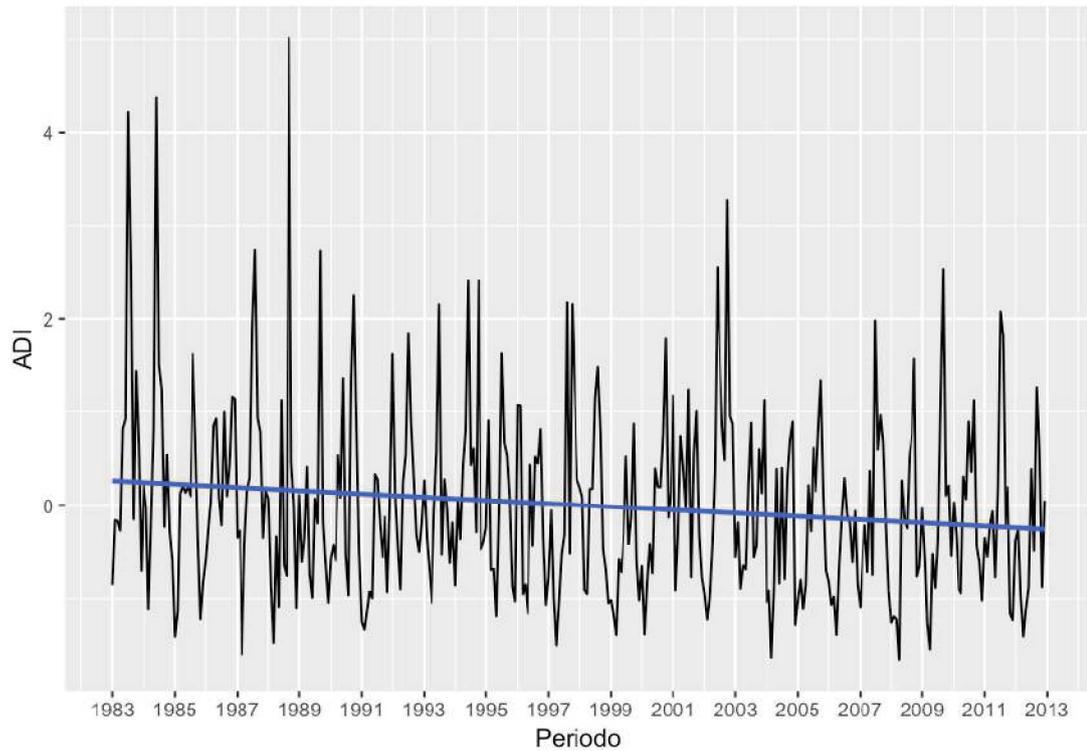


PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO SDI PARA SUB-BACIA 266

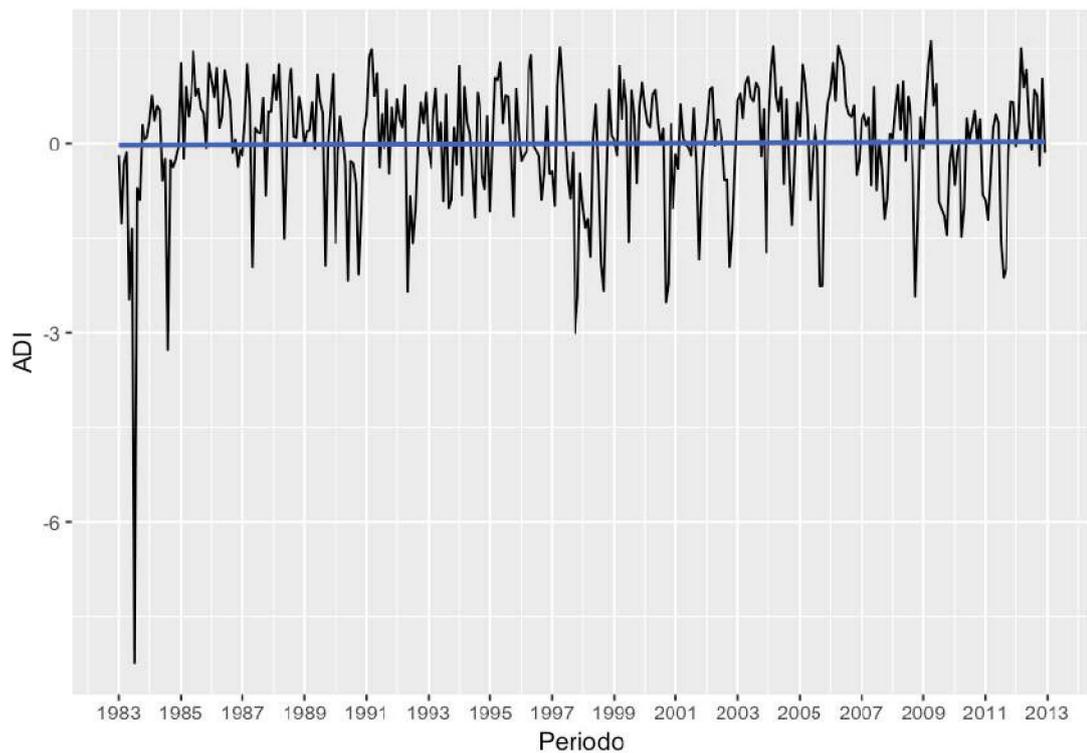


APÊNDICE E – TENDÊNCIAS LINEARES PARA ÍNDICE DE SECA AGREGADO

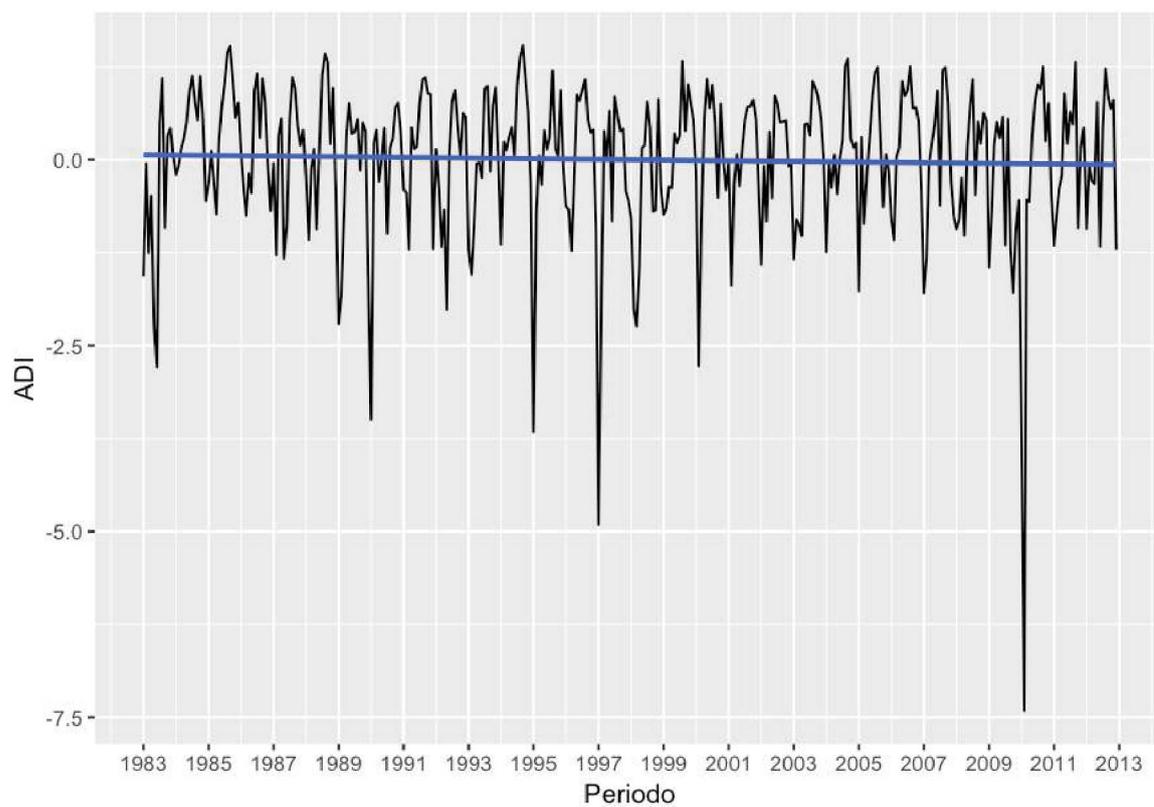
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 26



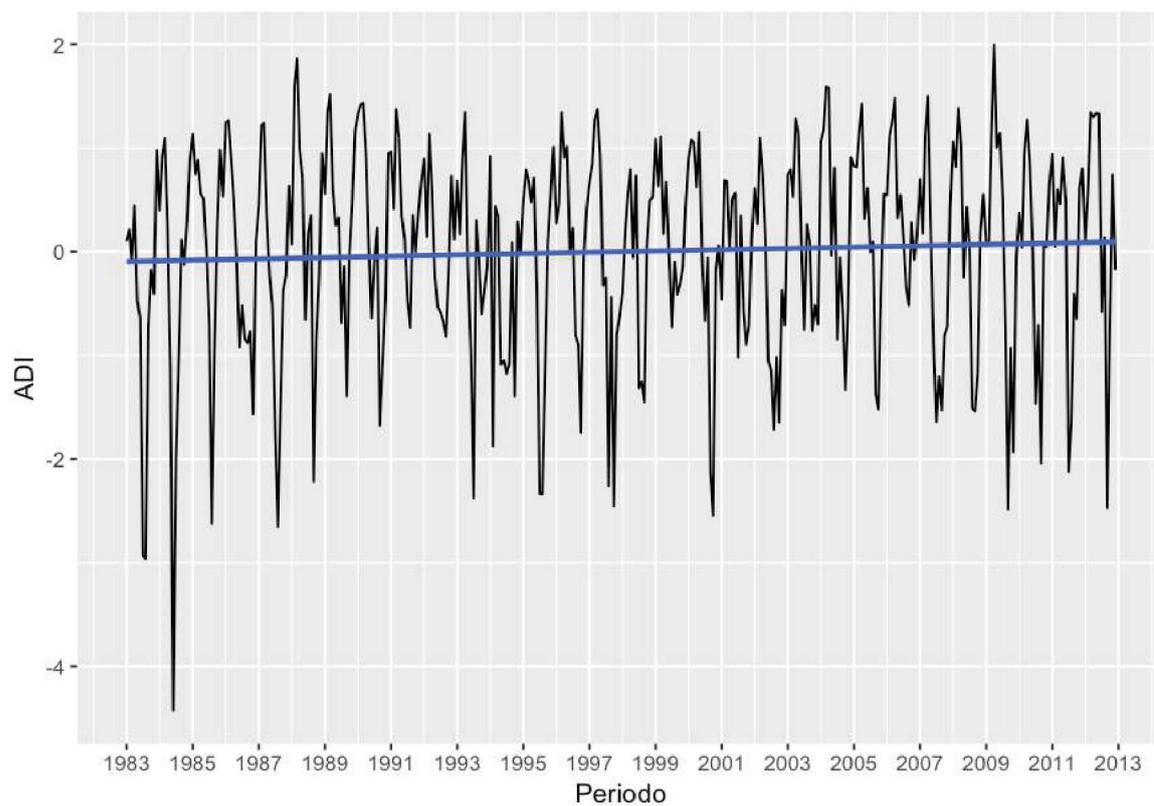
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 27



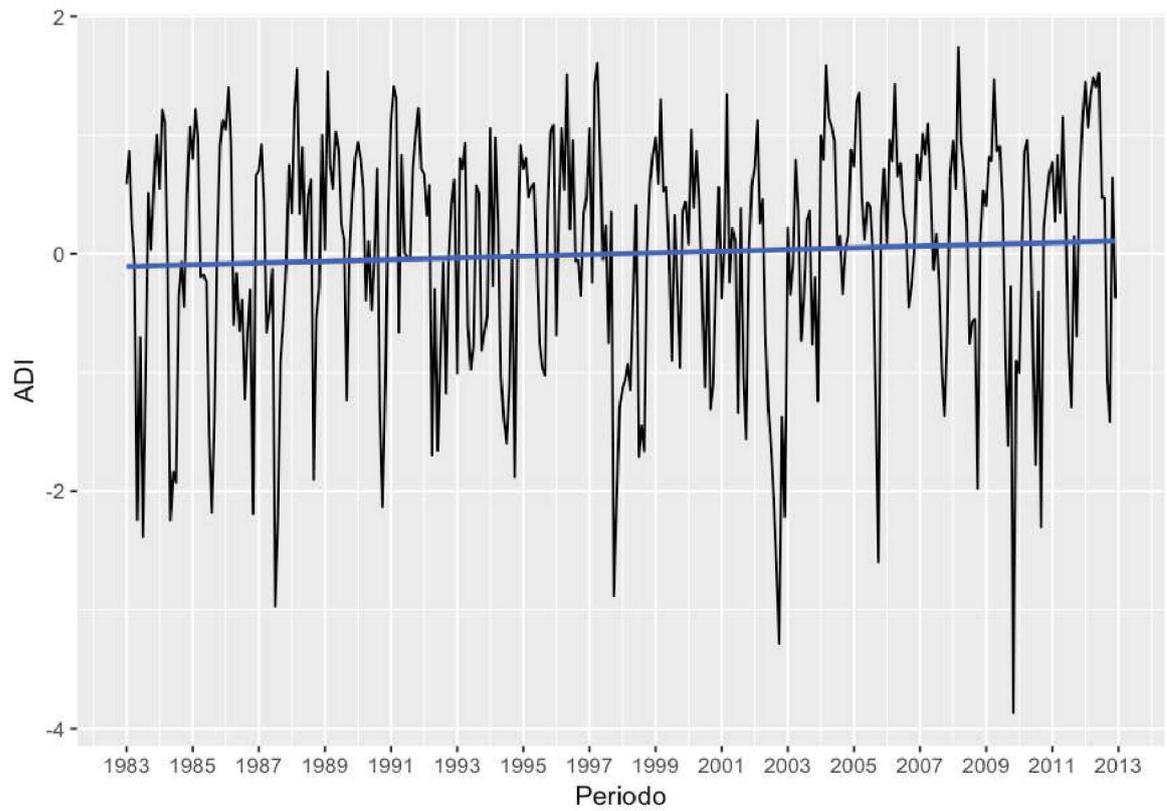
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 31



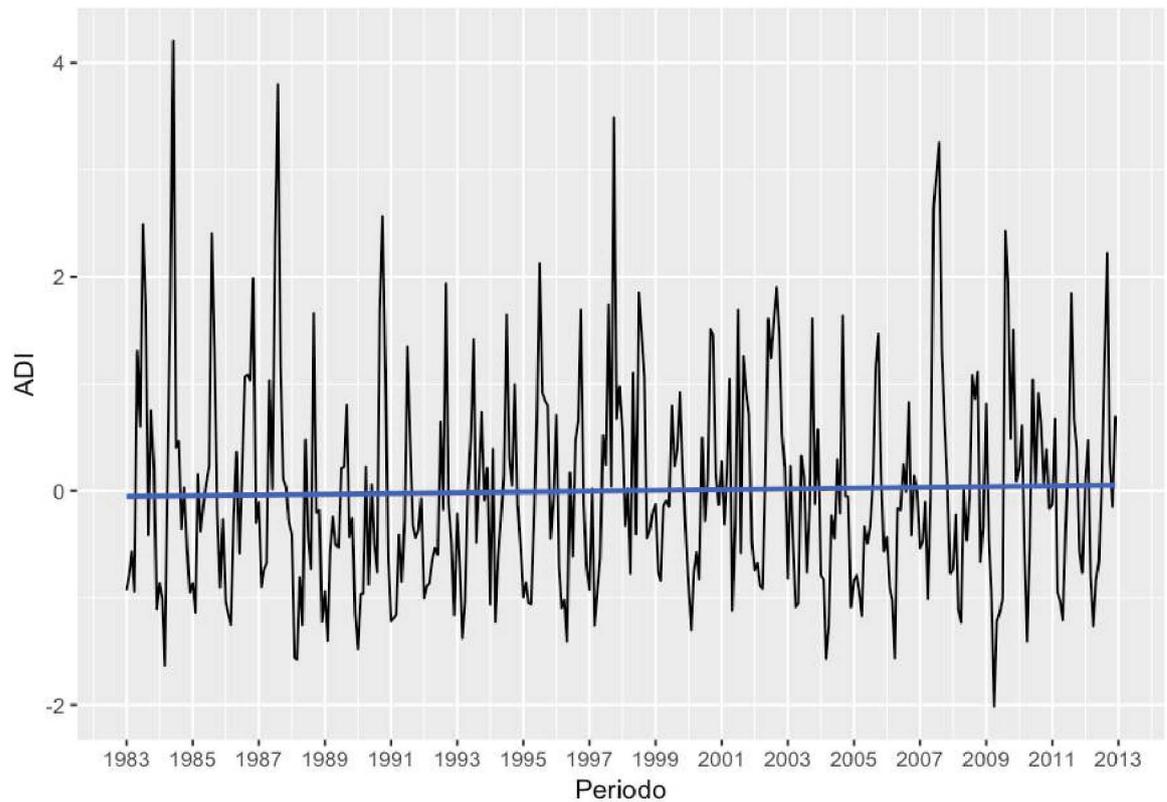
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 65



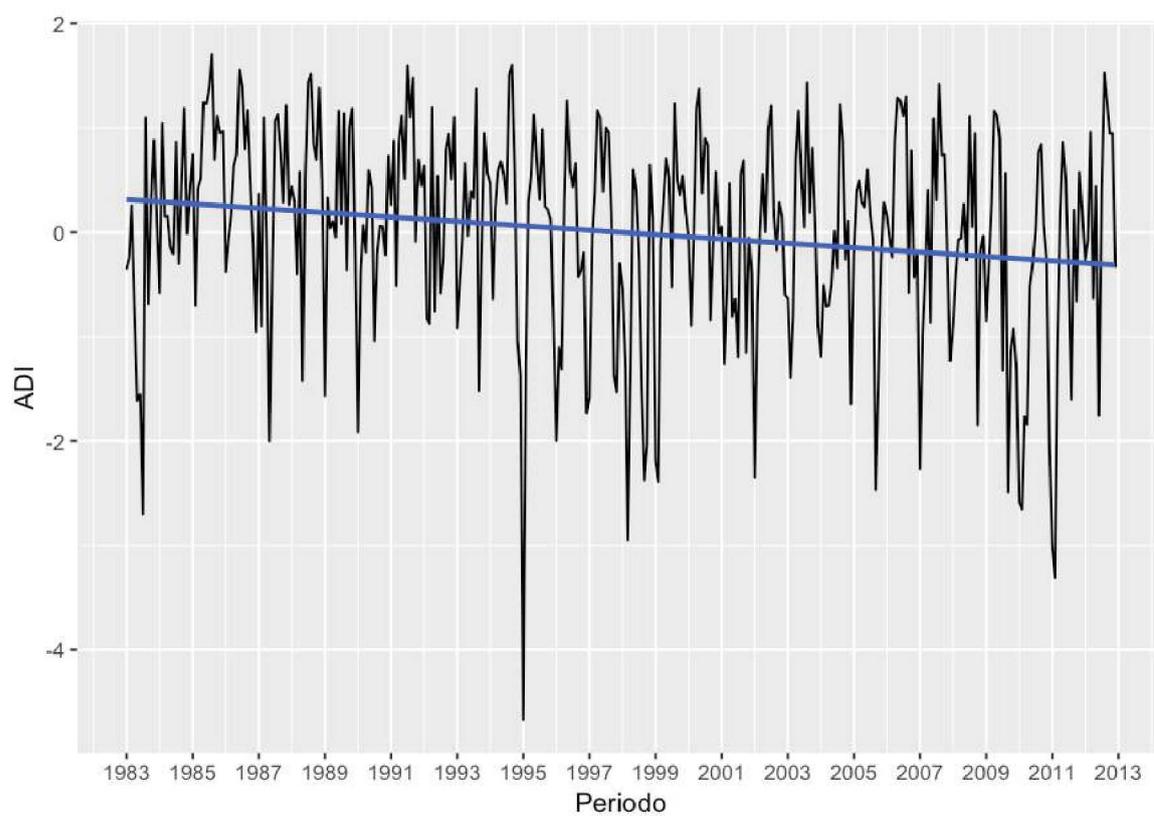
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 66



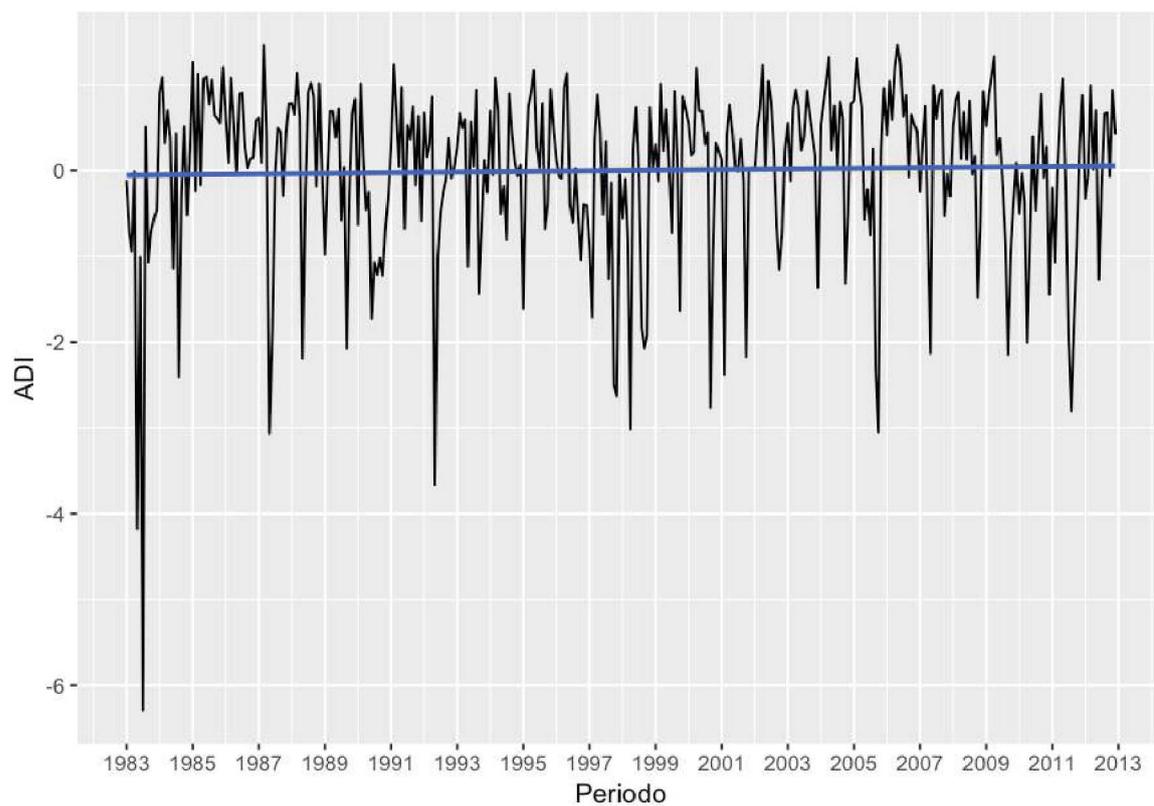
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 67



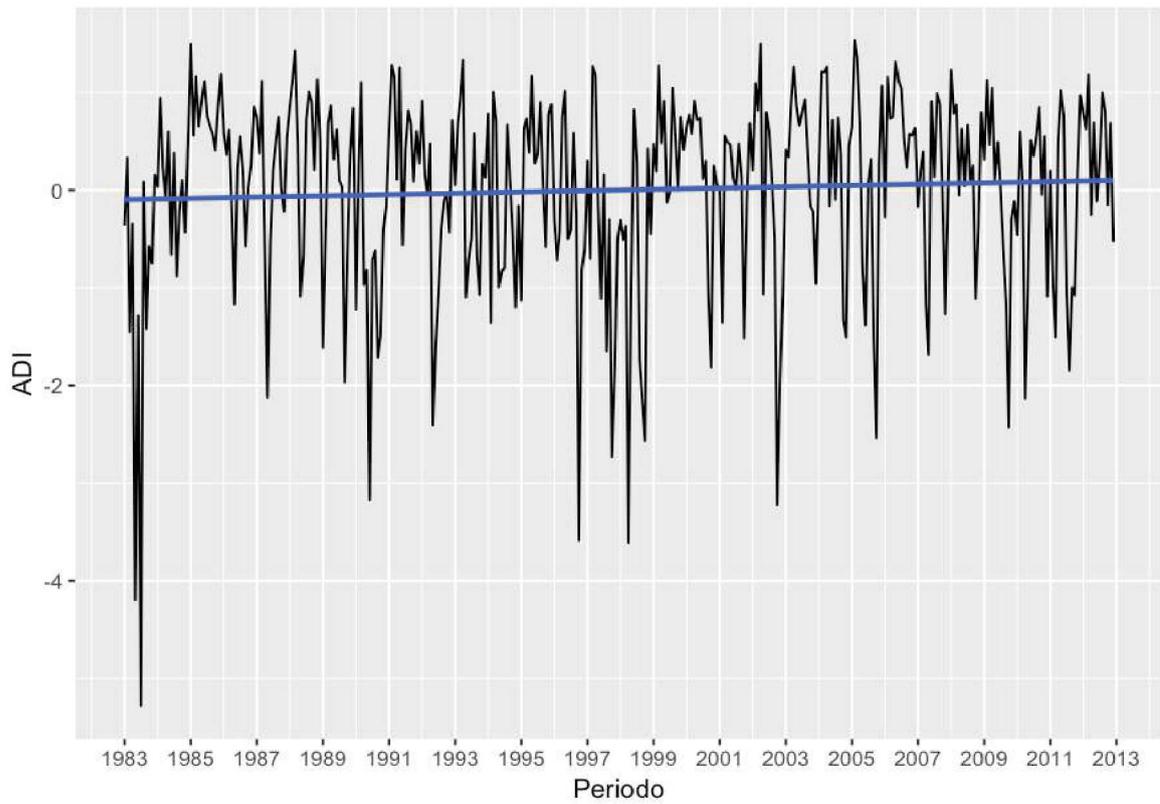
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 70



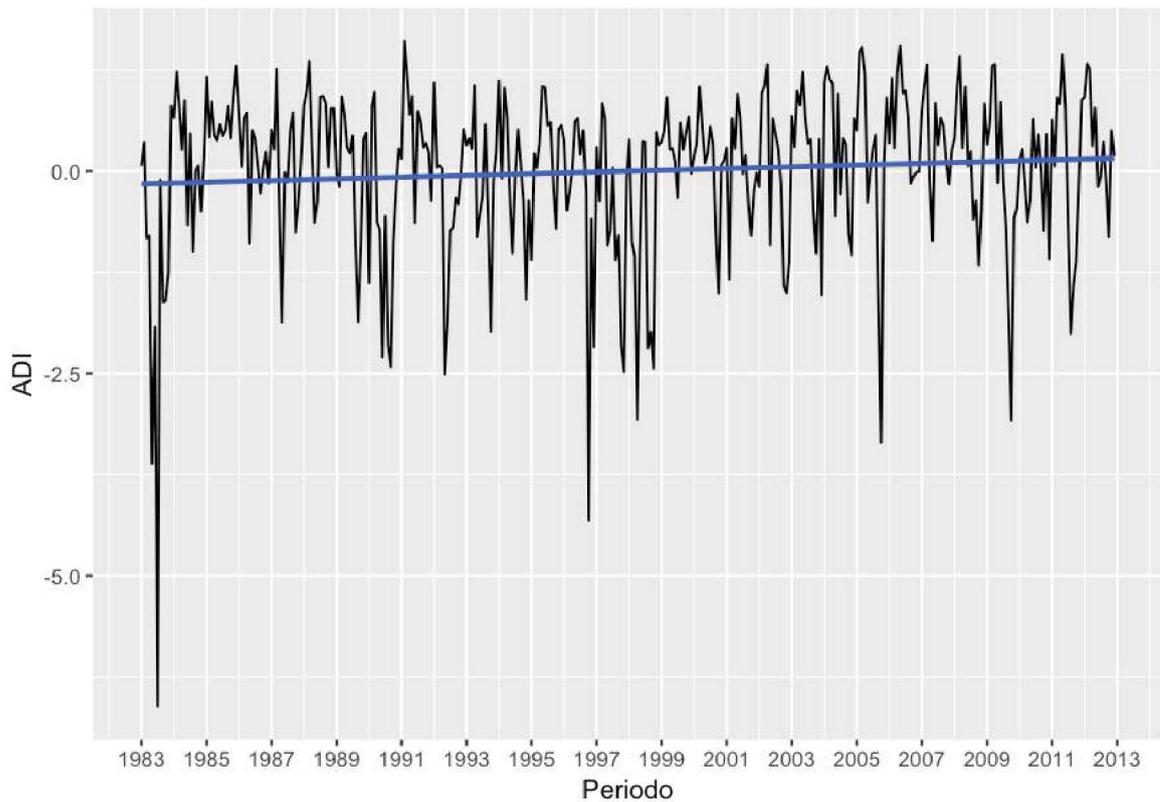
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 71



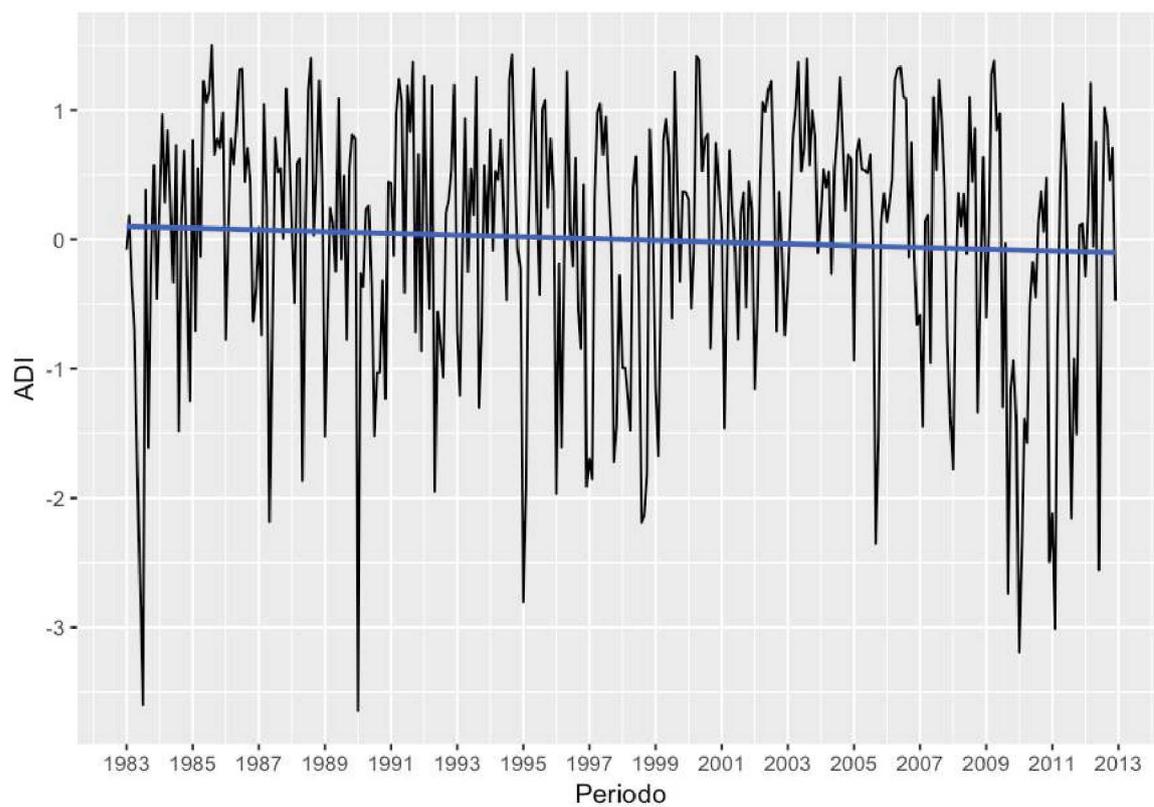
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 72



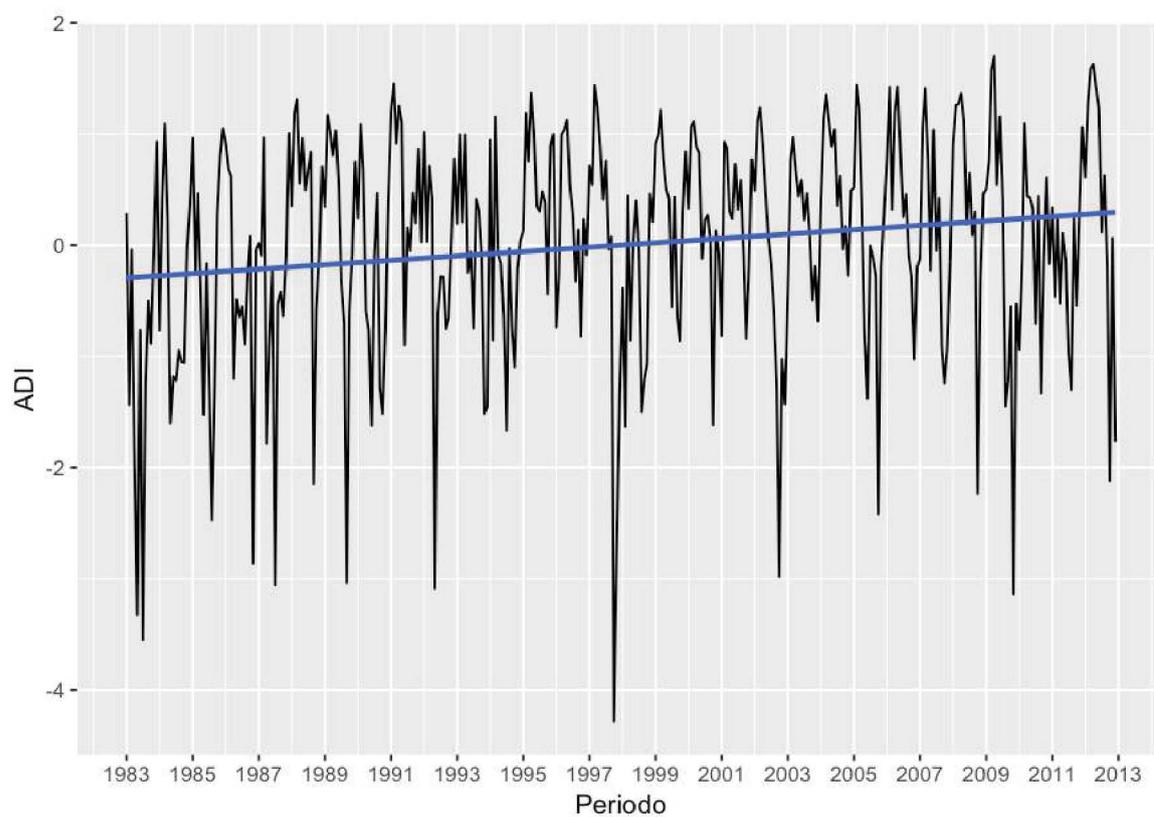
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 73



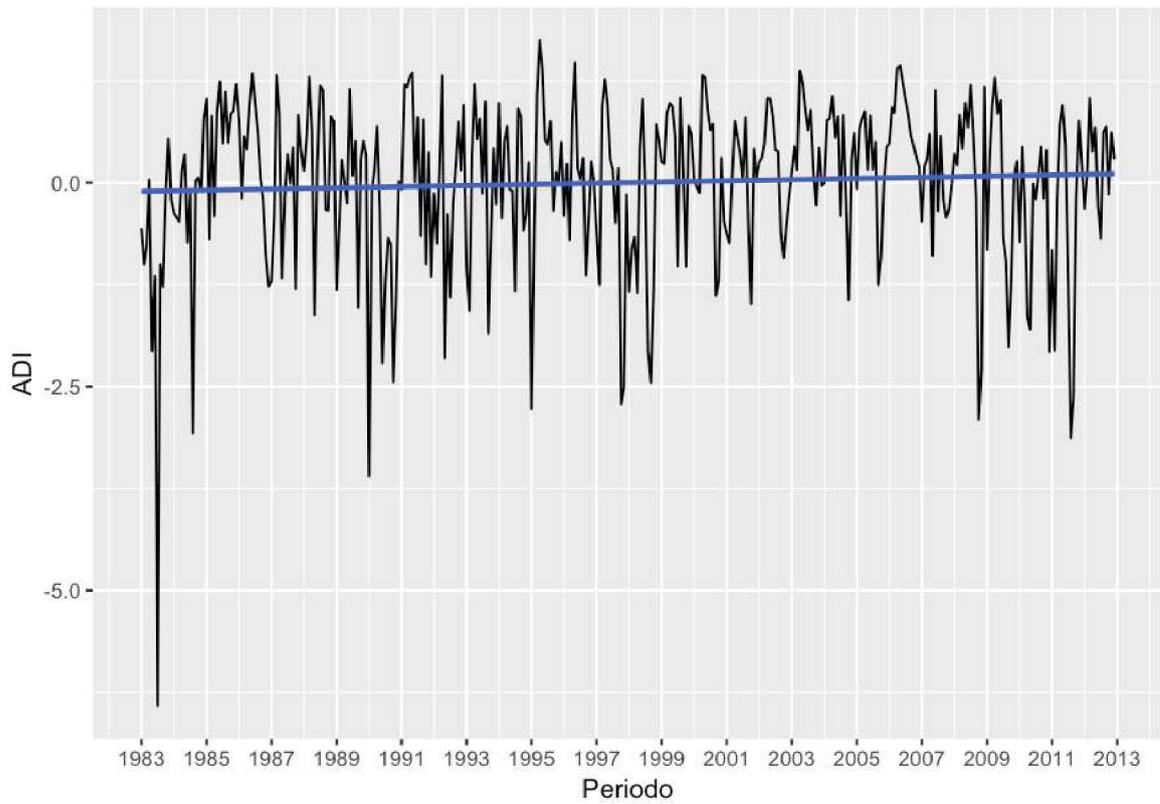
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 74



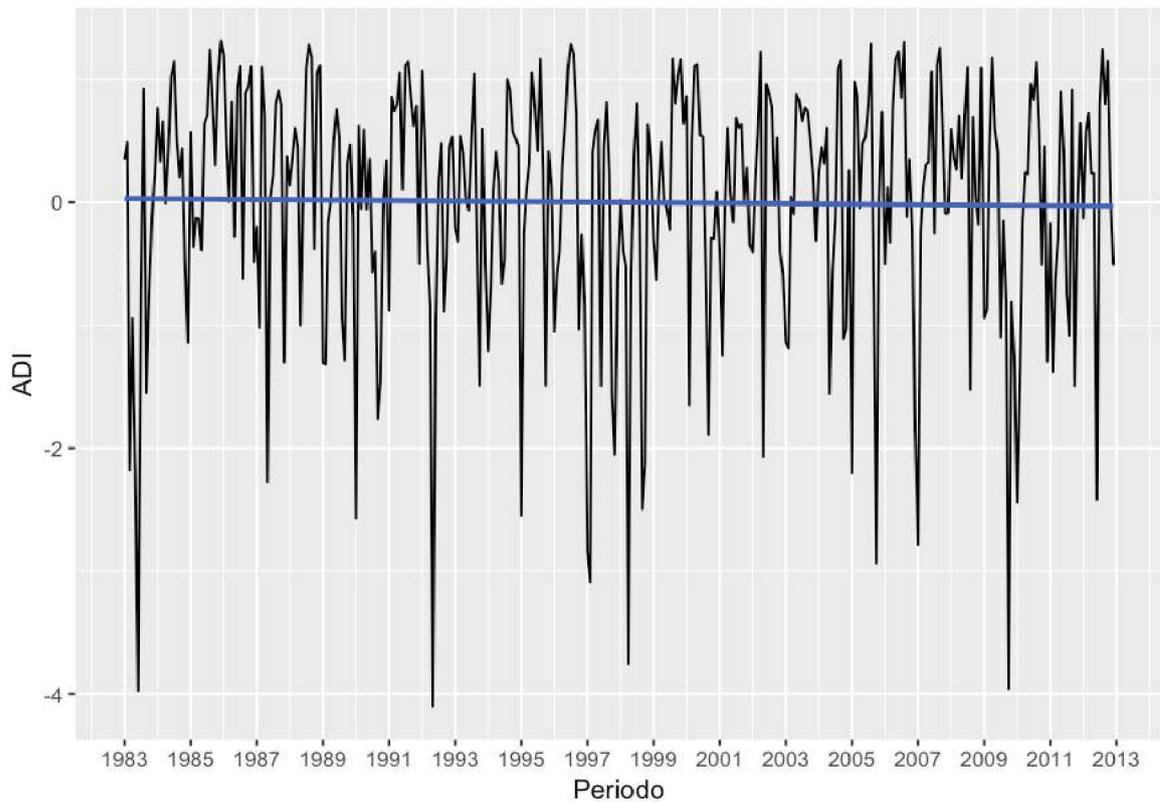
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 76



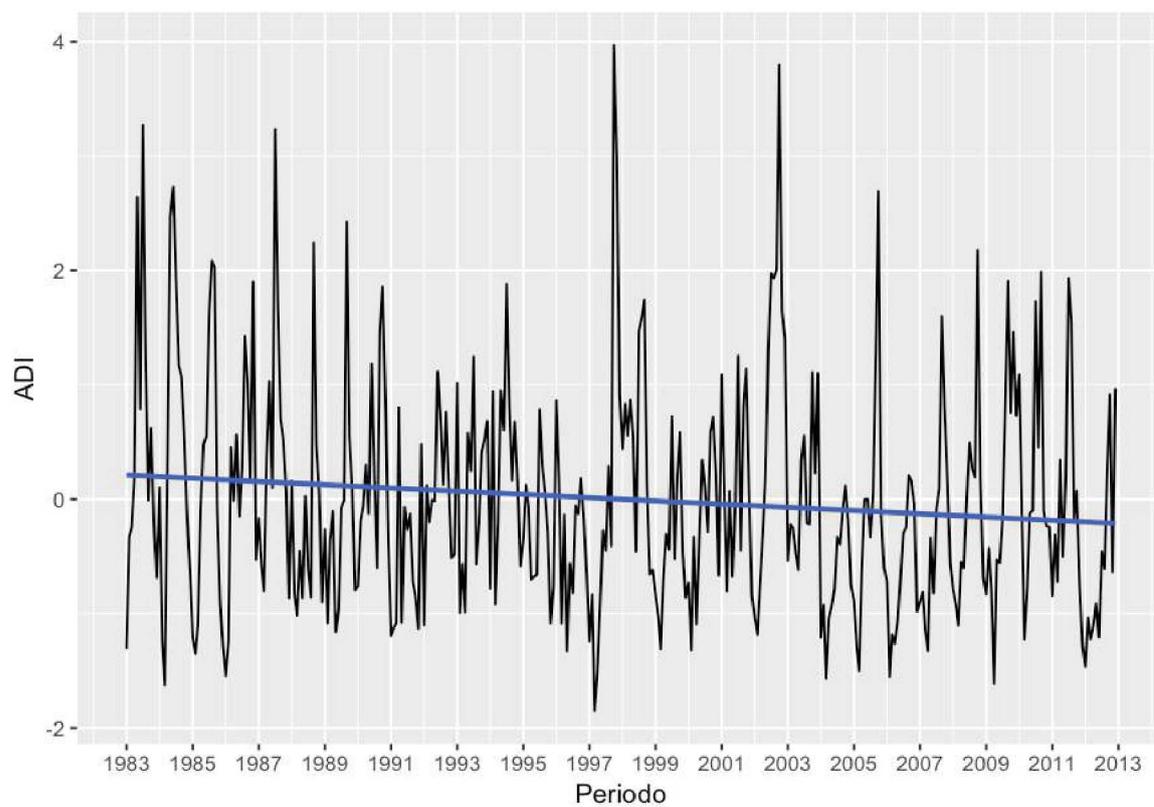
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 79



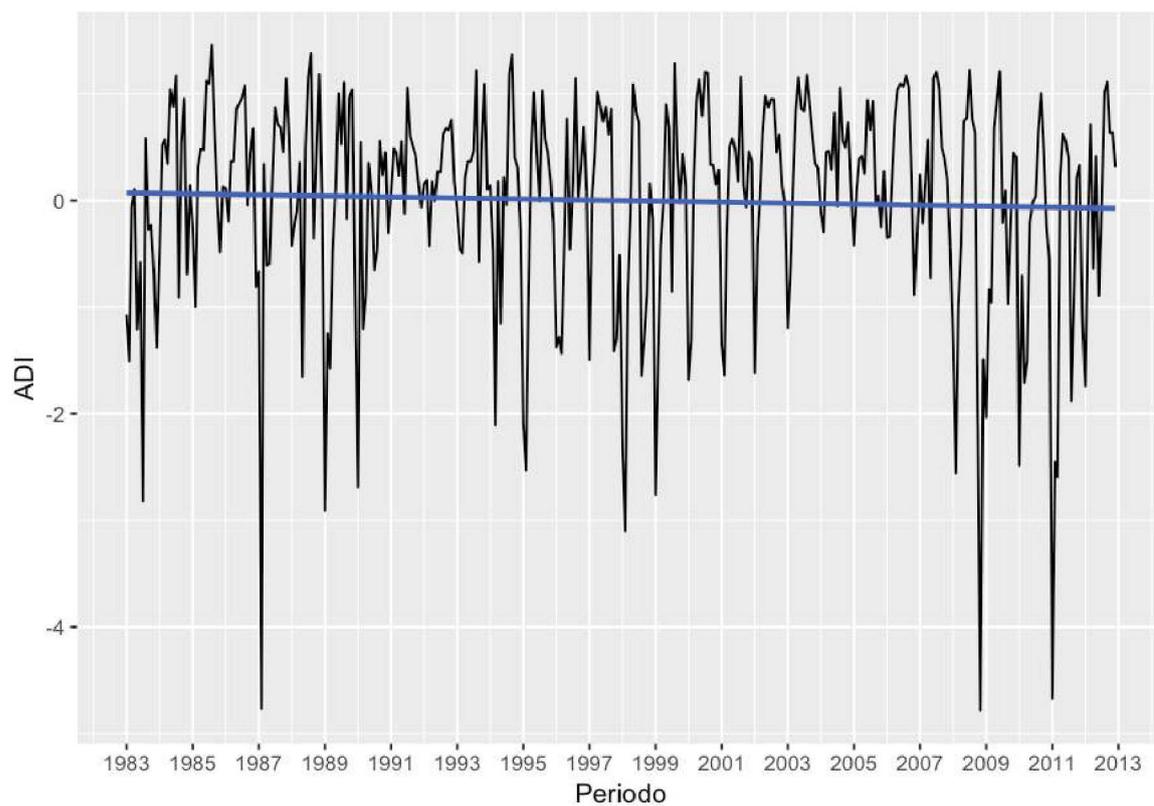
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 86



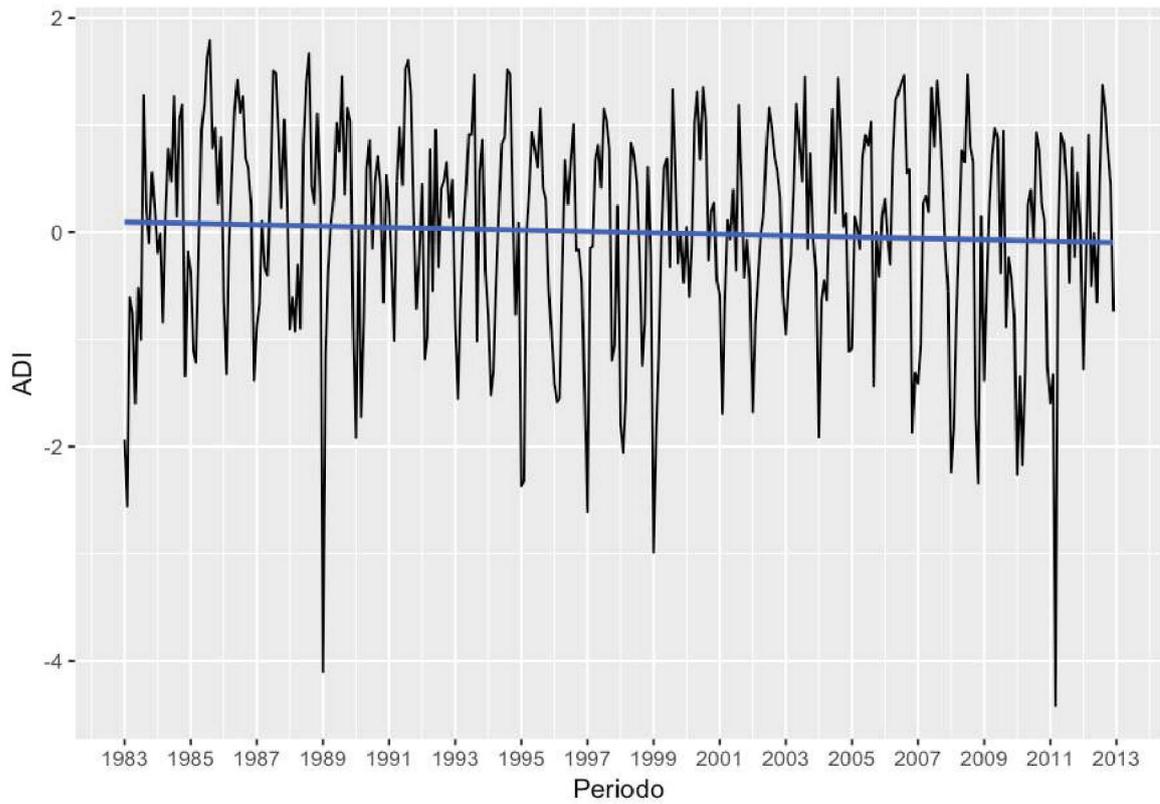
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 88



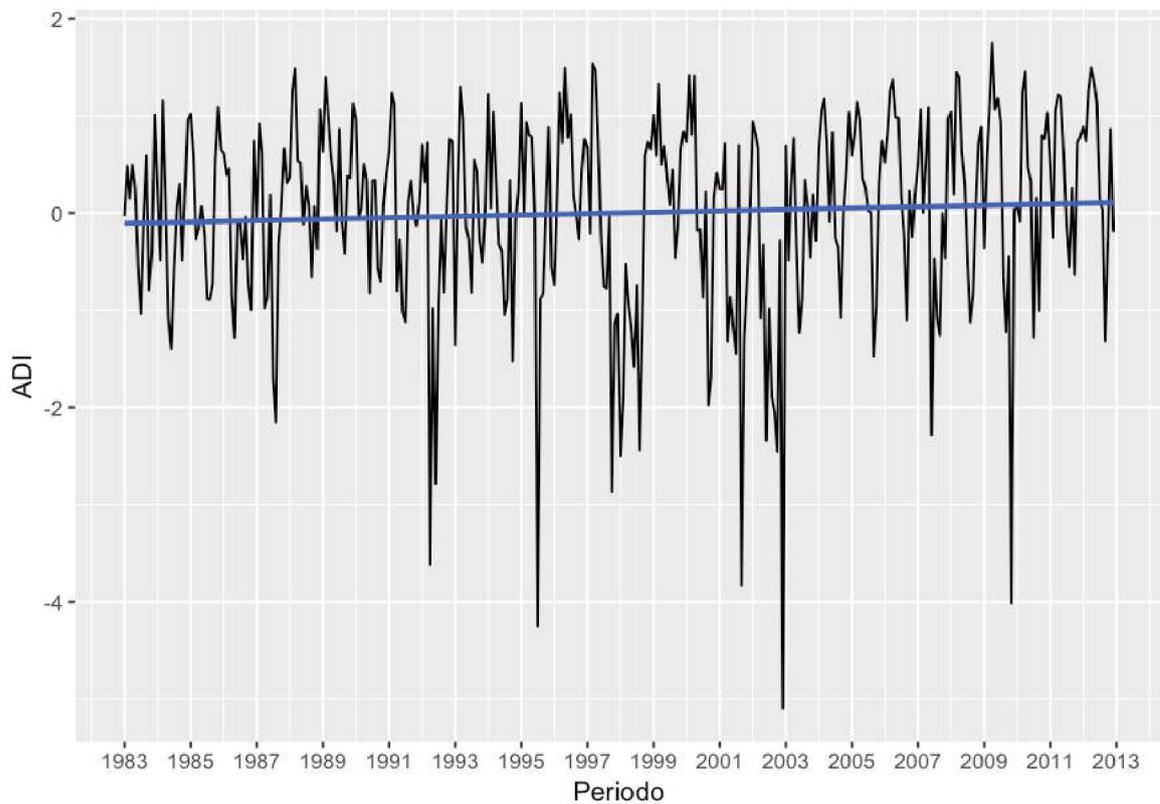
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 113



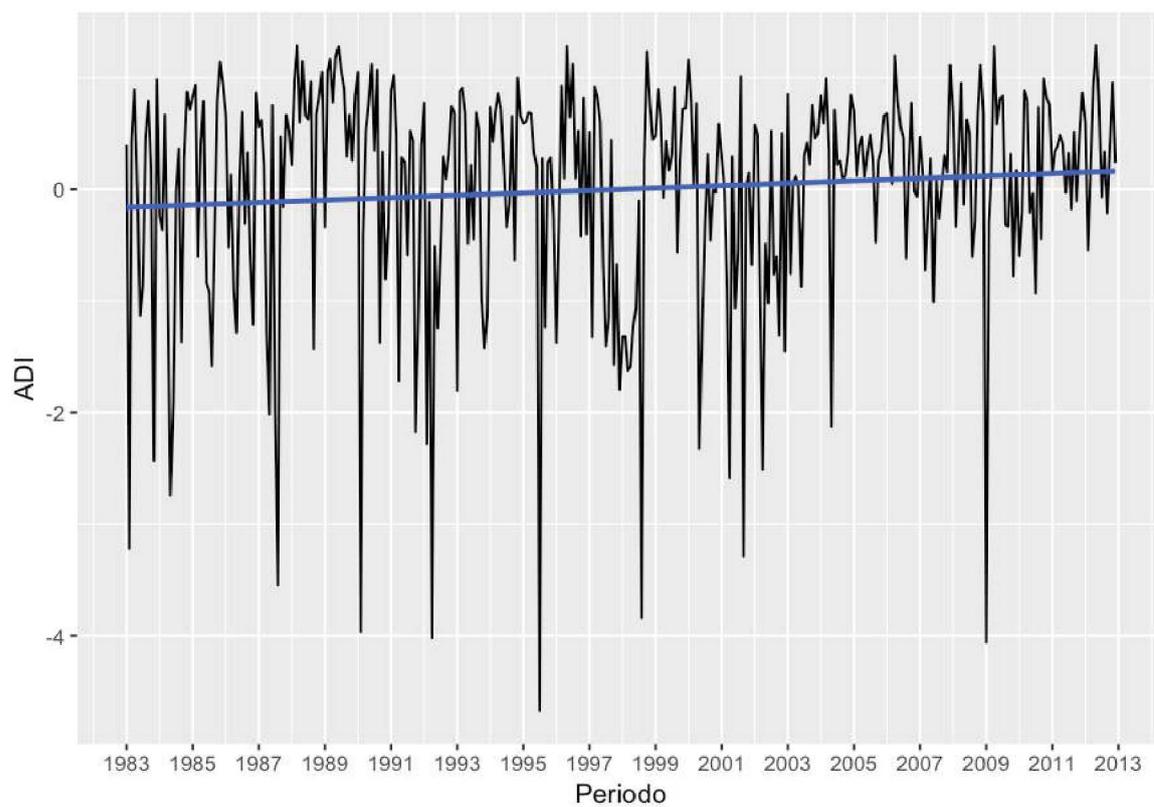
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 119



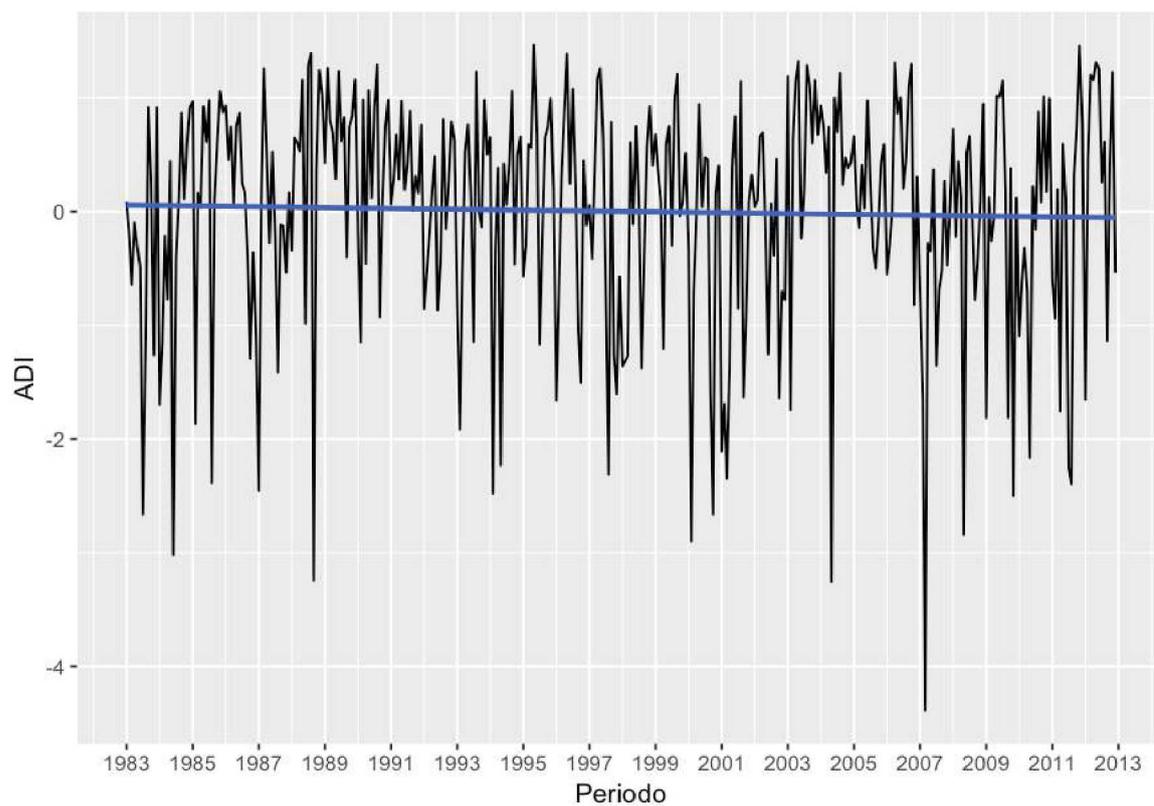
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 126



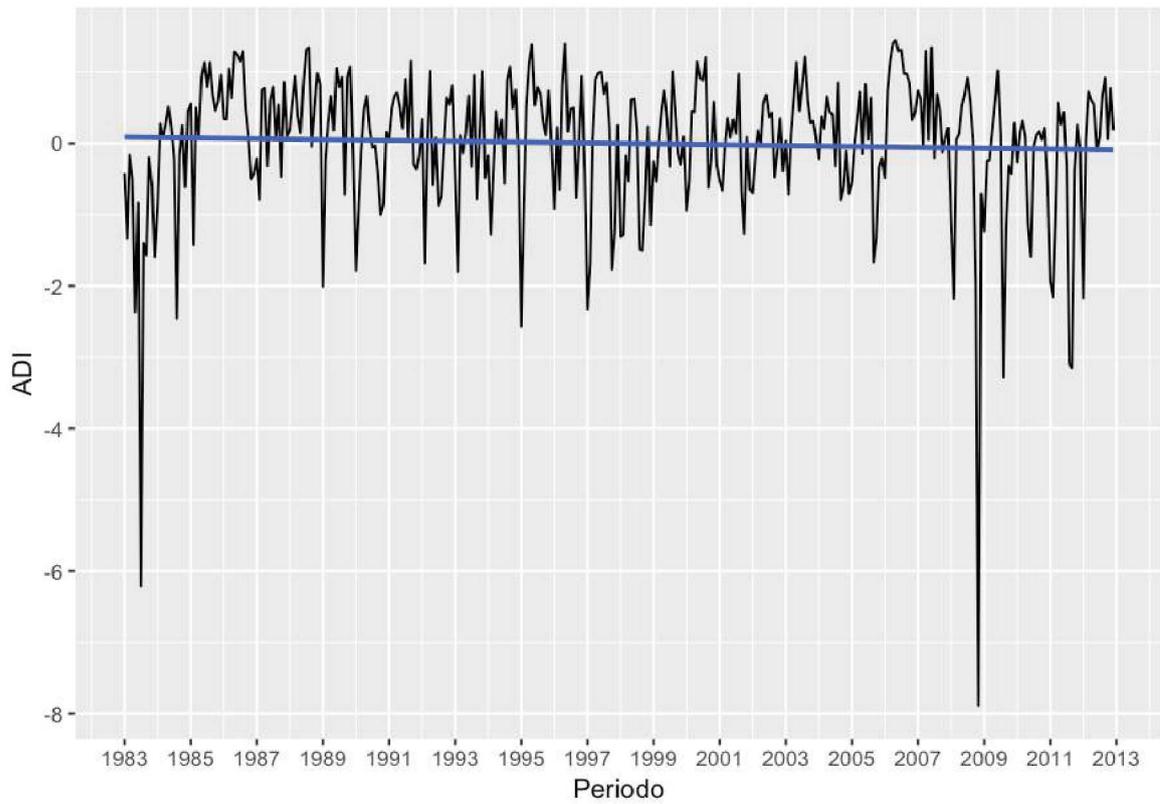
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 127



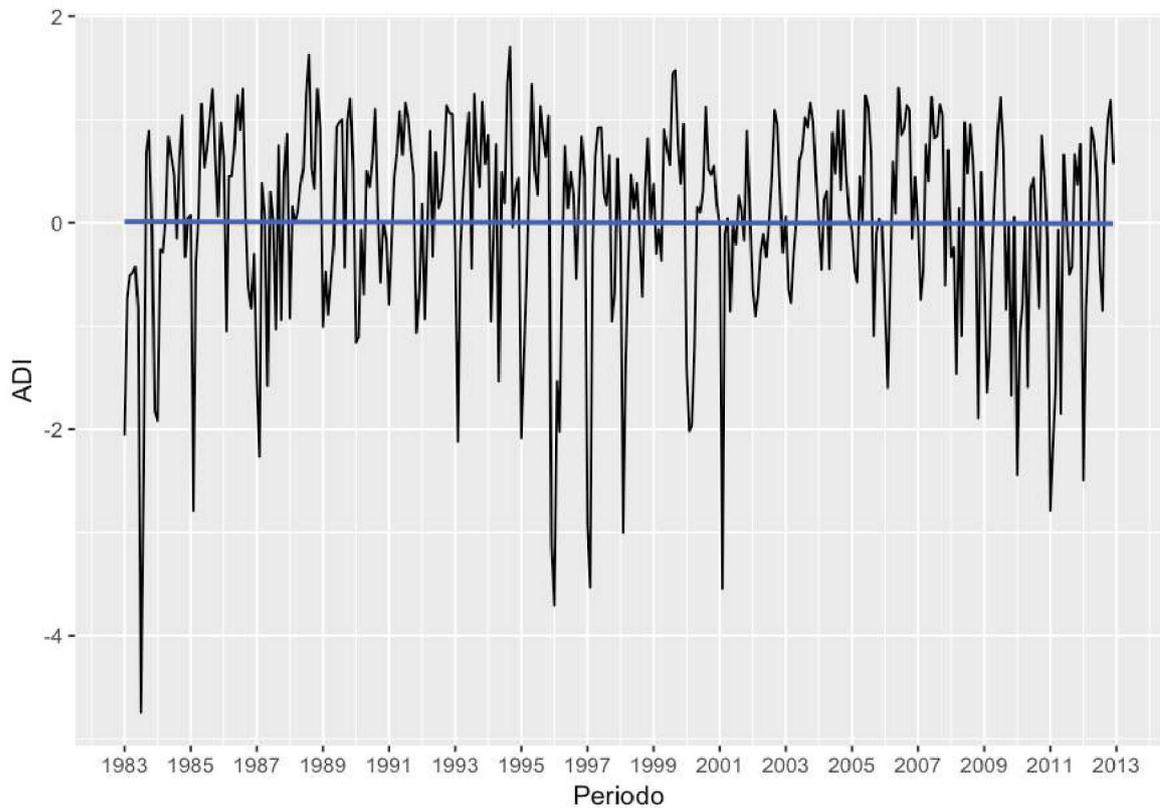
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 128



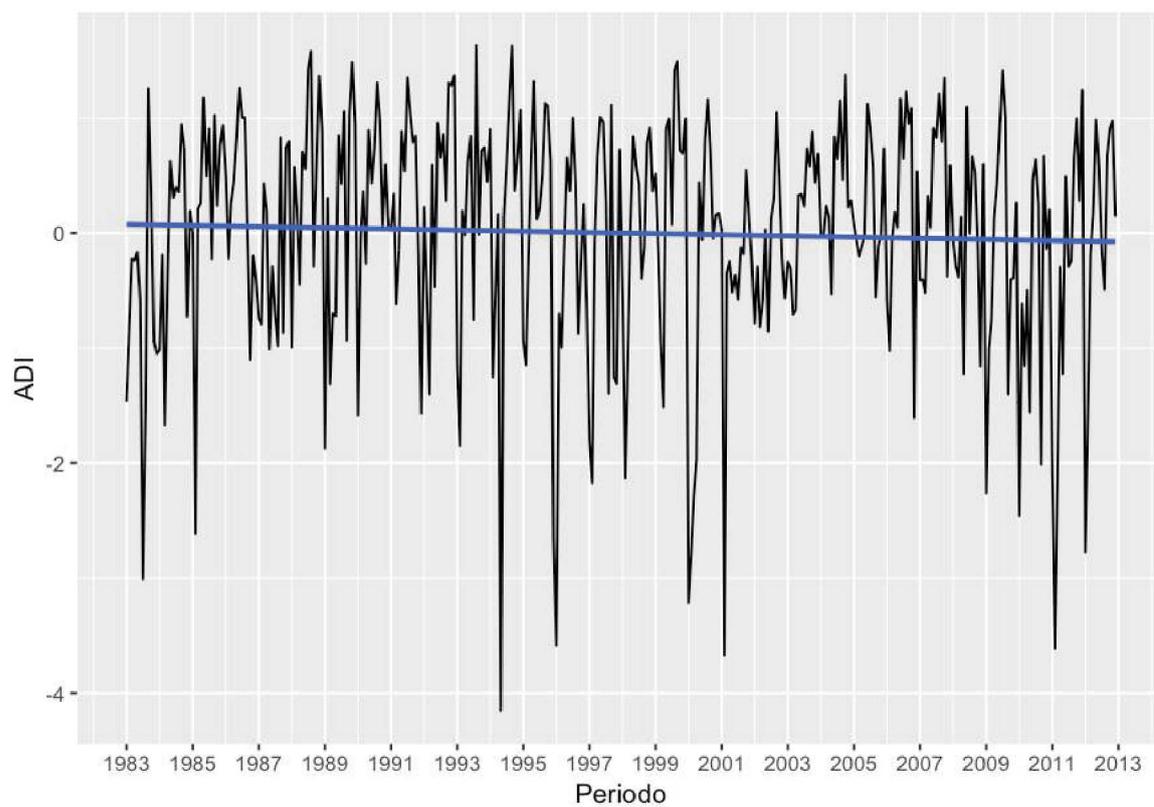
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 129



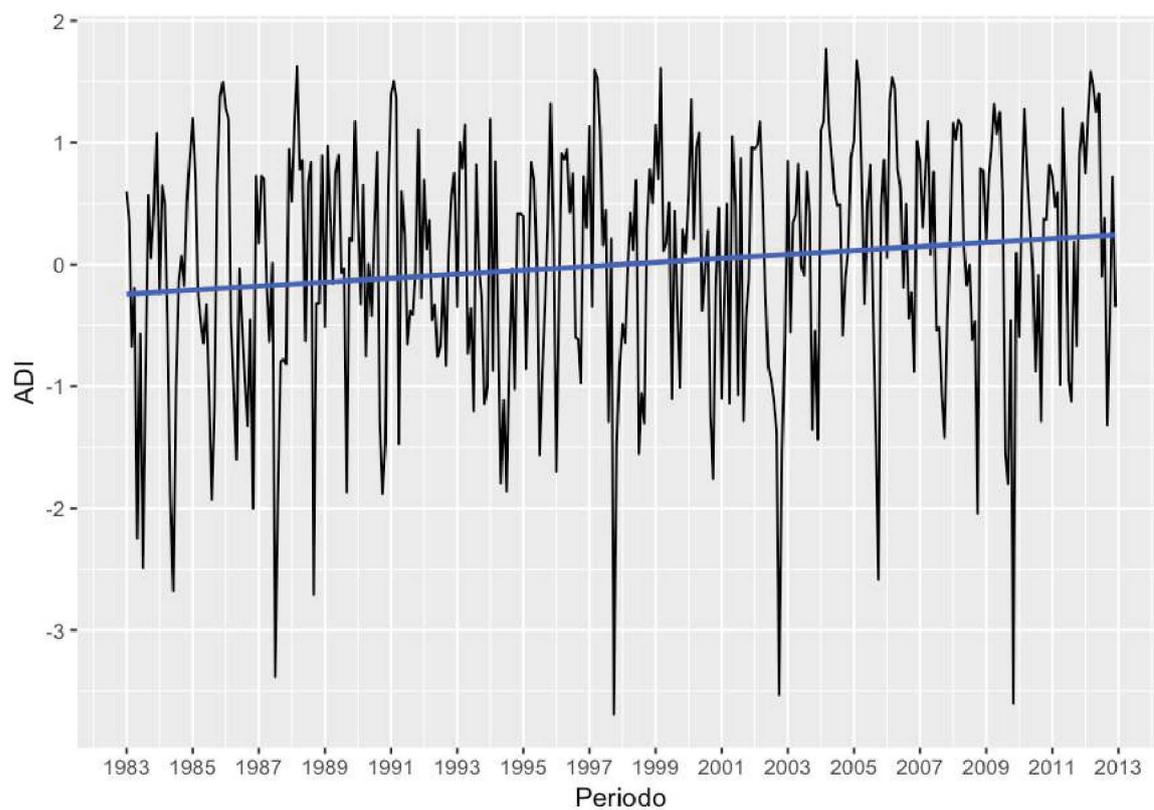
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 130



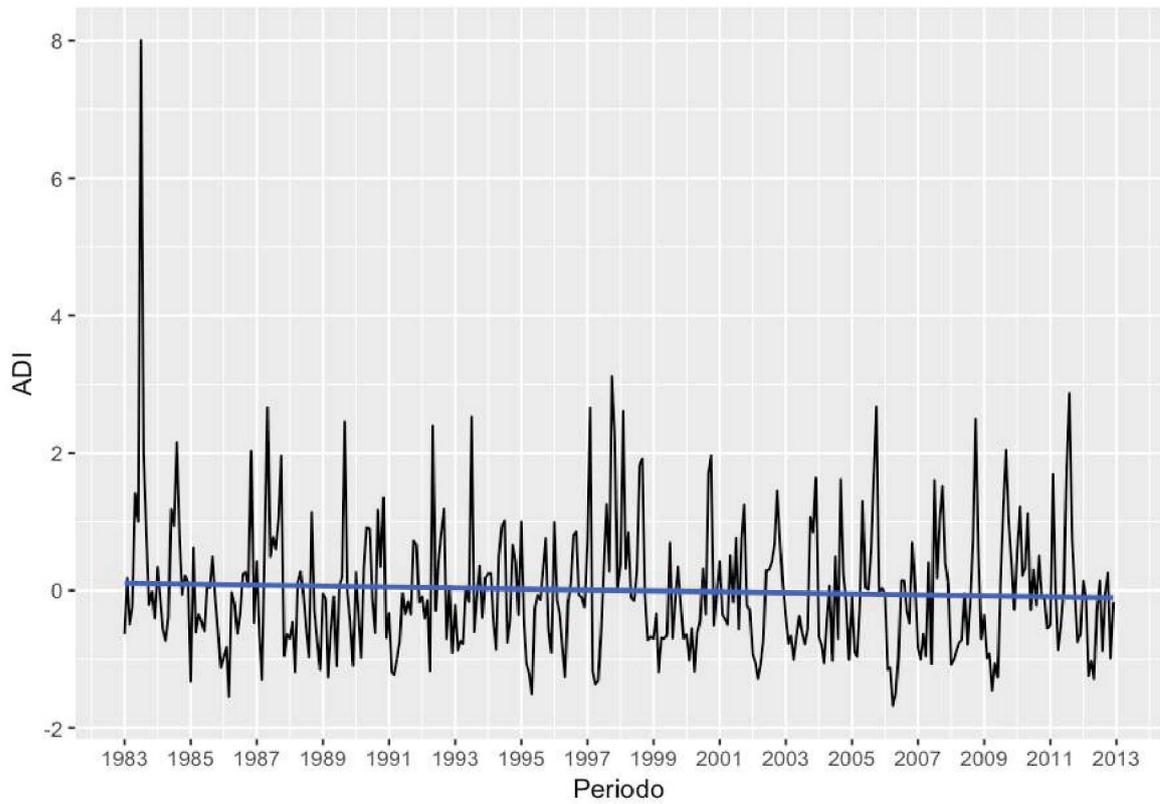
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 131



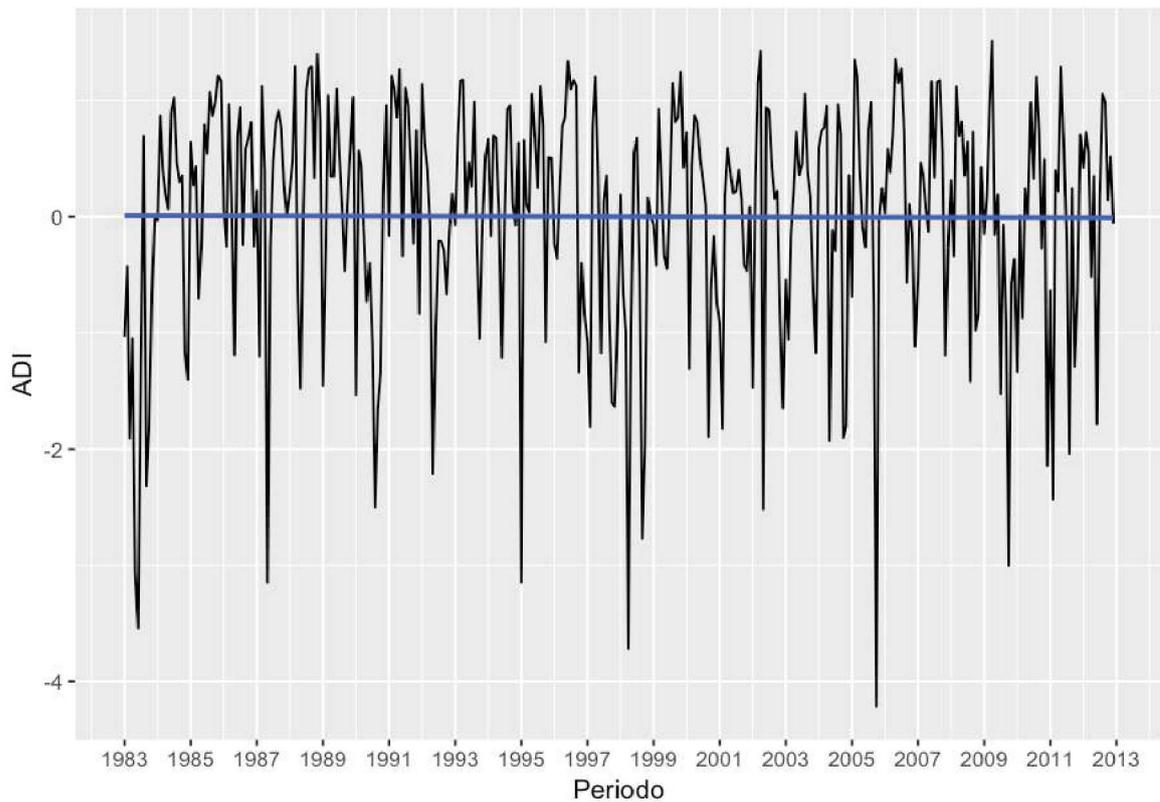
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 190



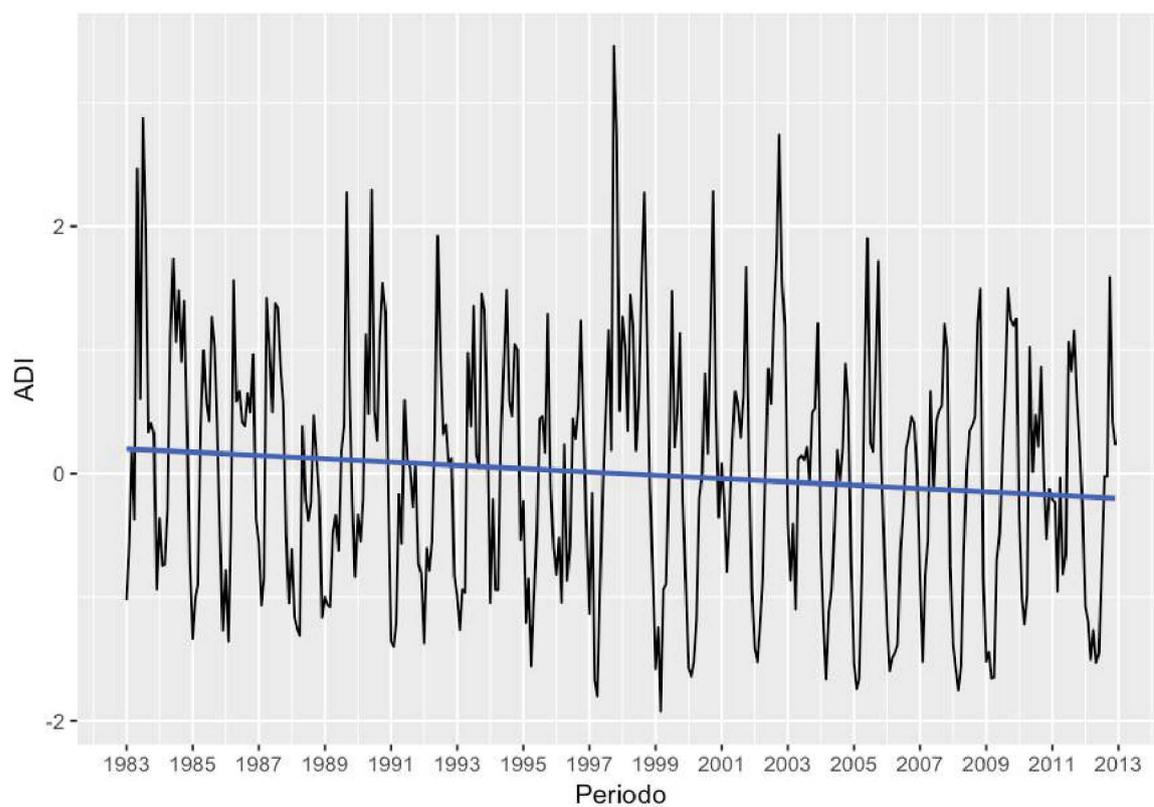
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 199



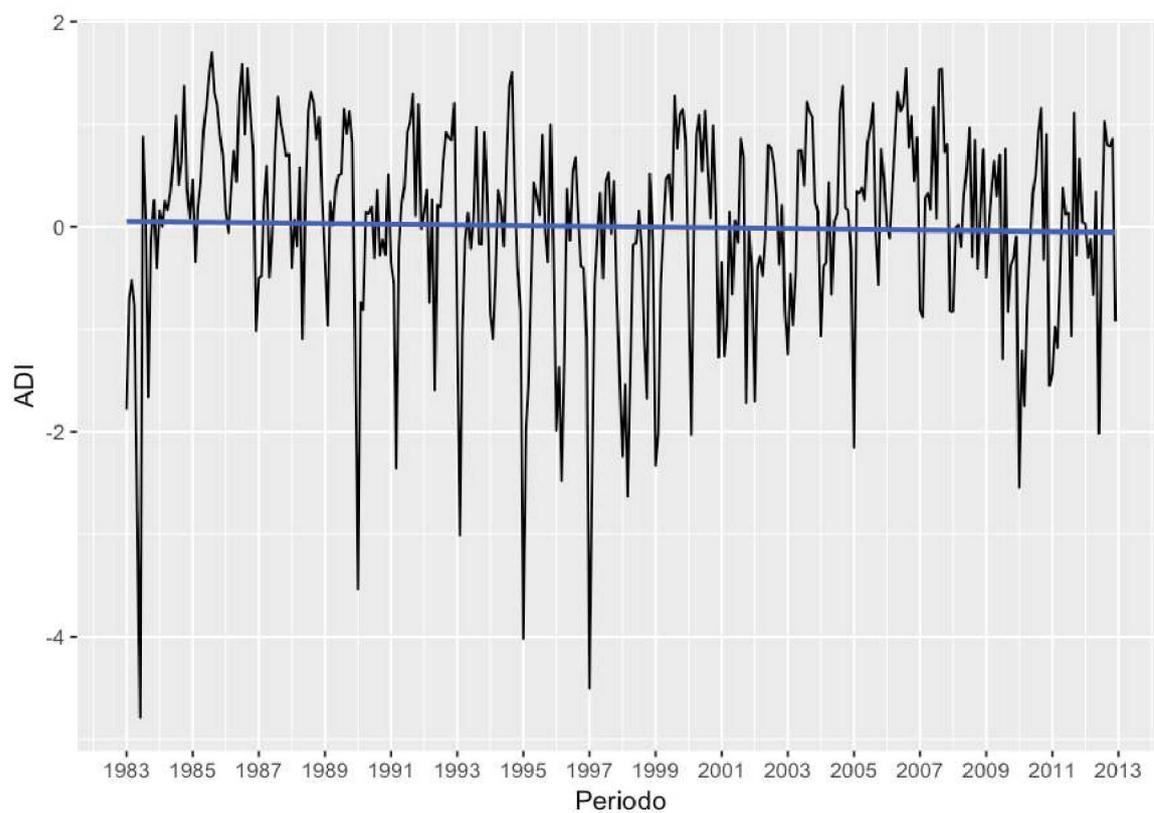
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 201



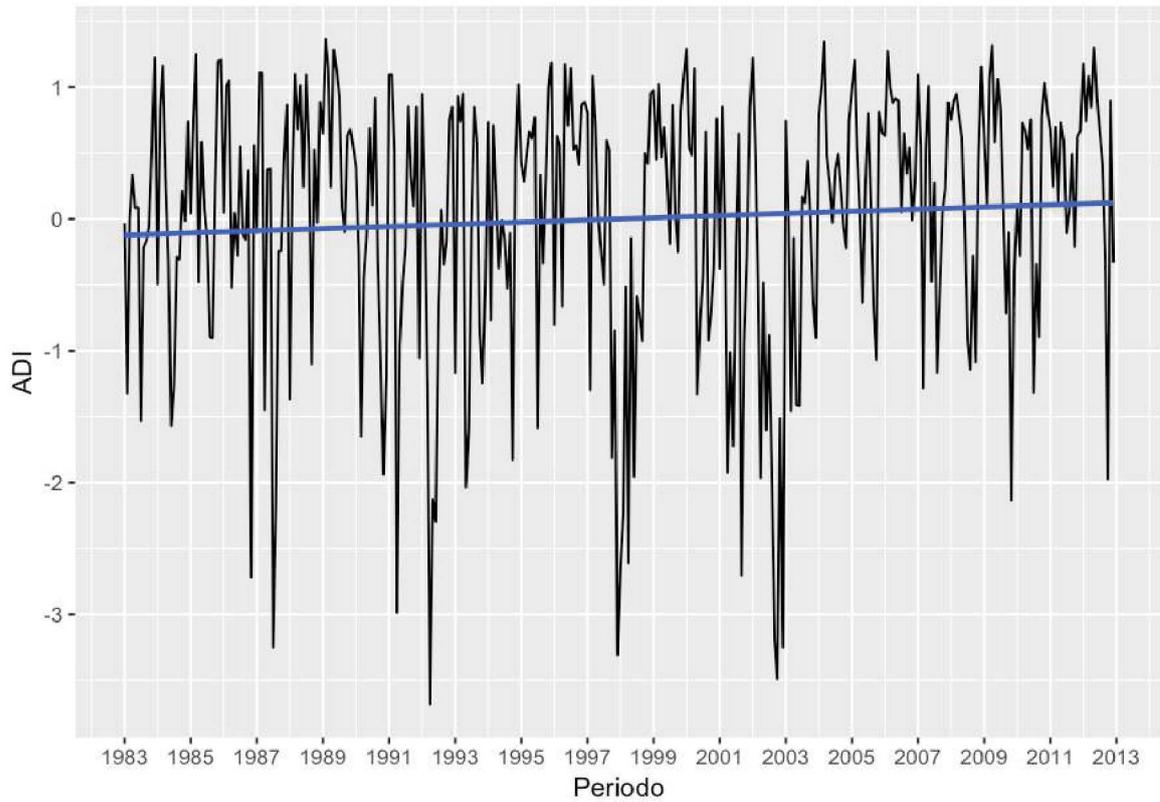
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 210



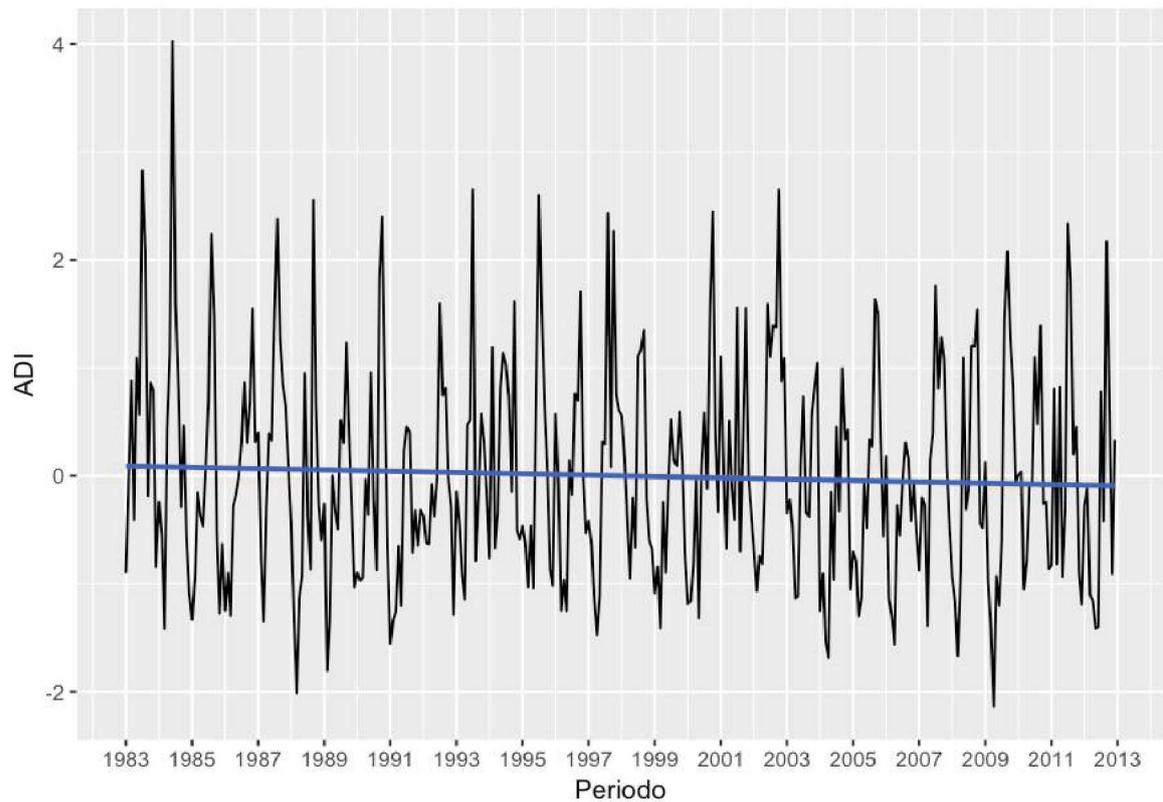
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 213



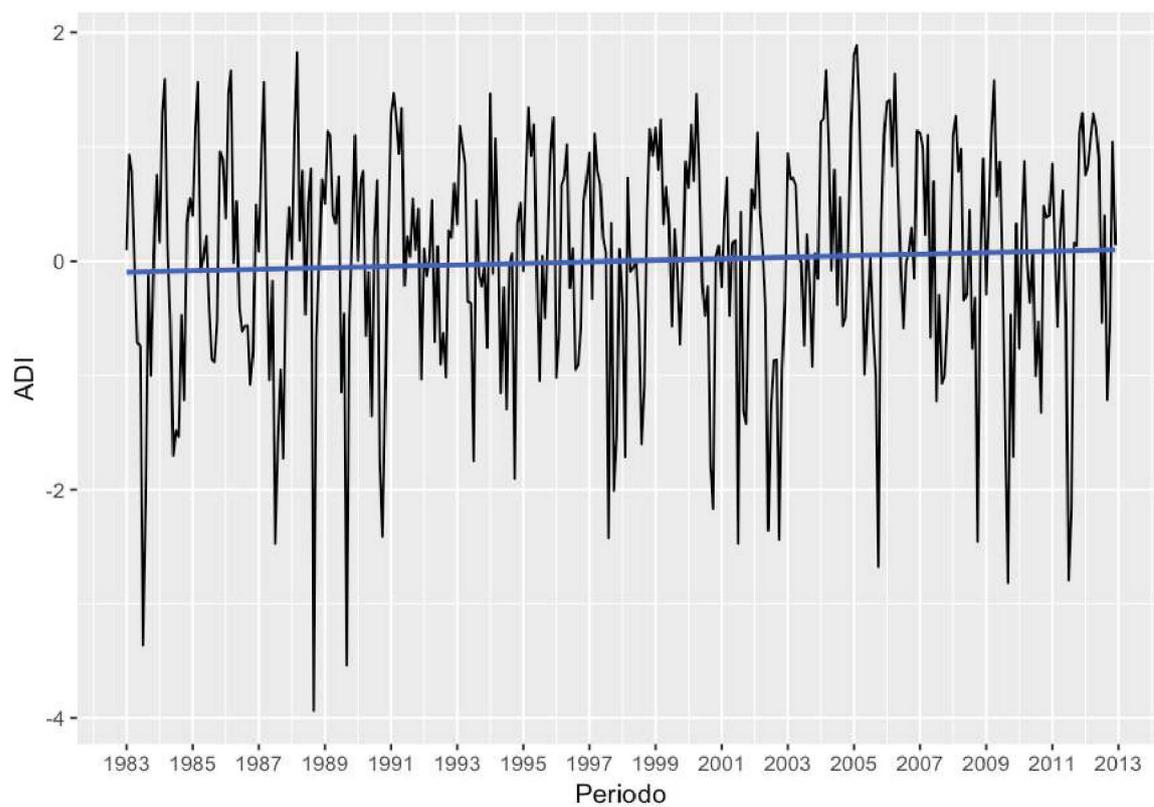
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 216



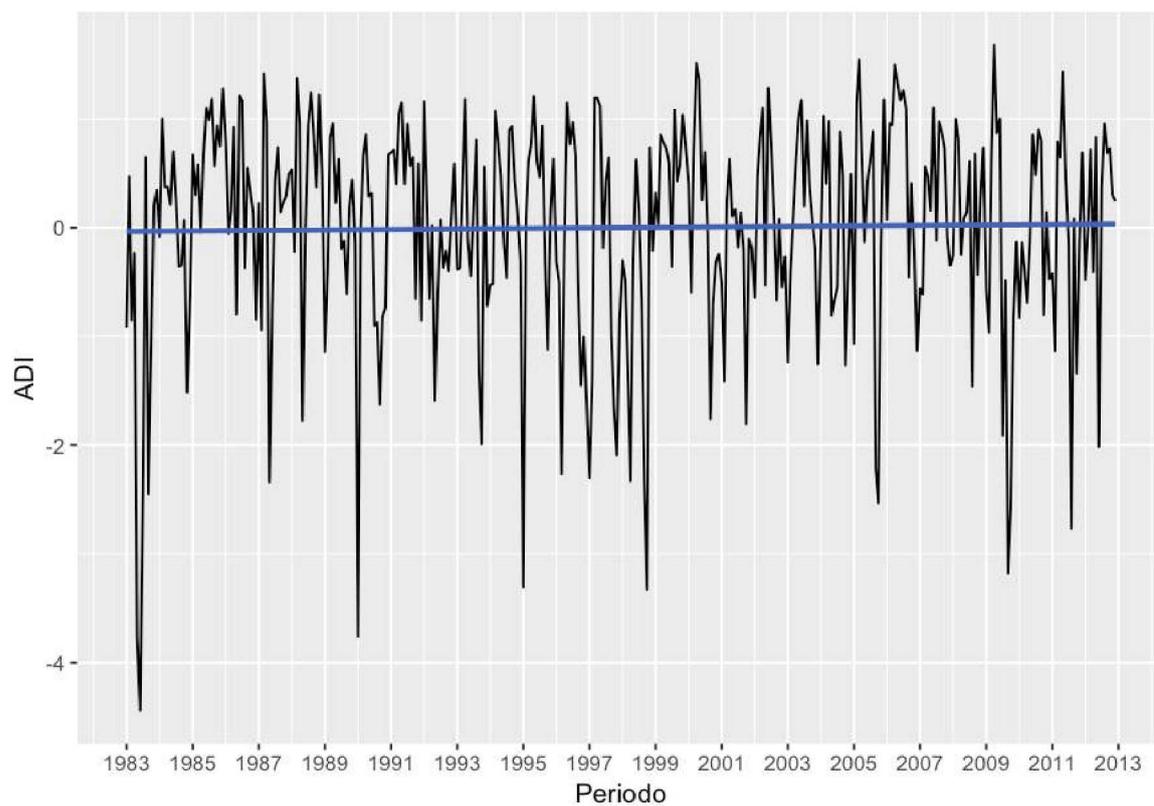
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 230



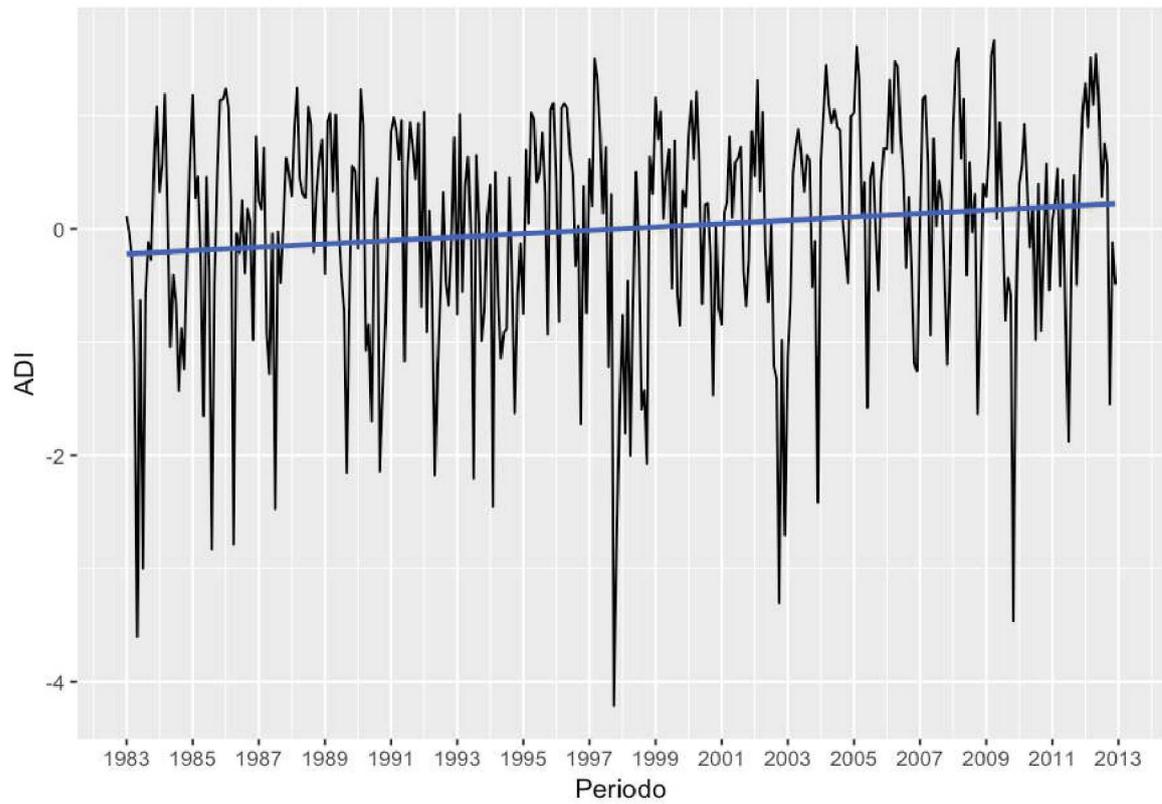
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 237



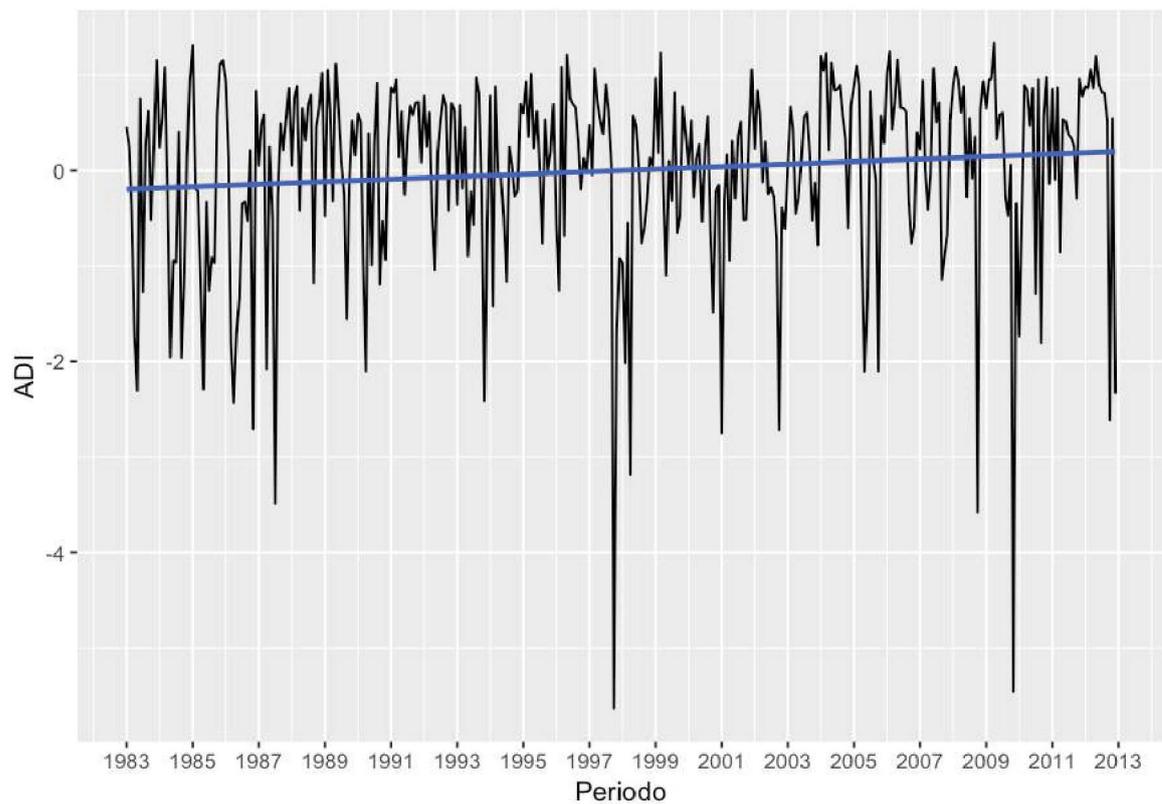
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 241



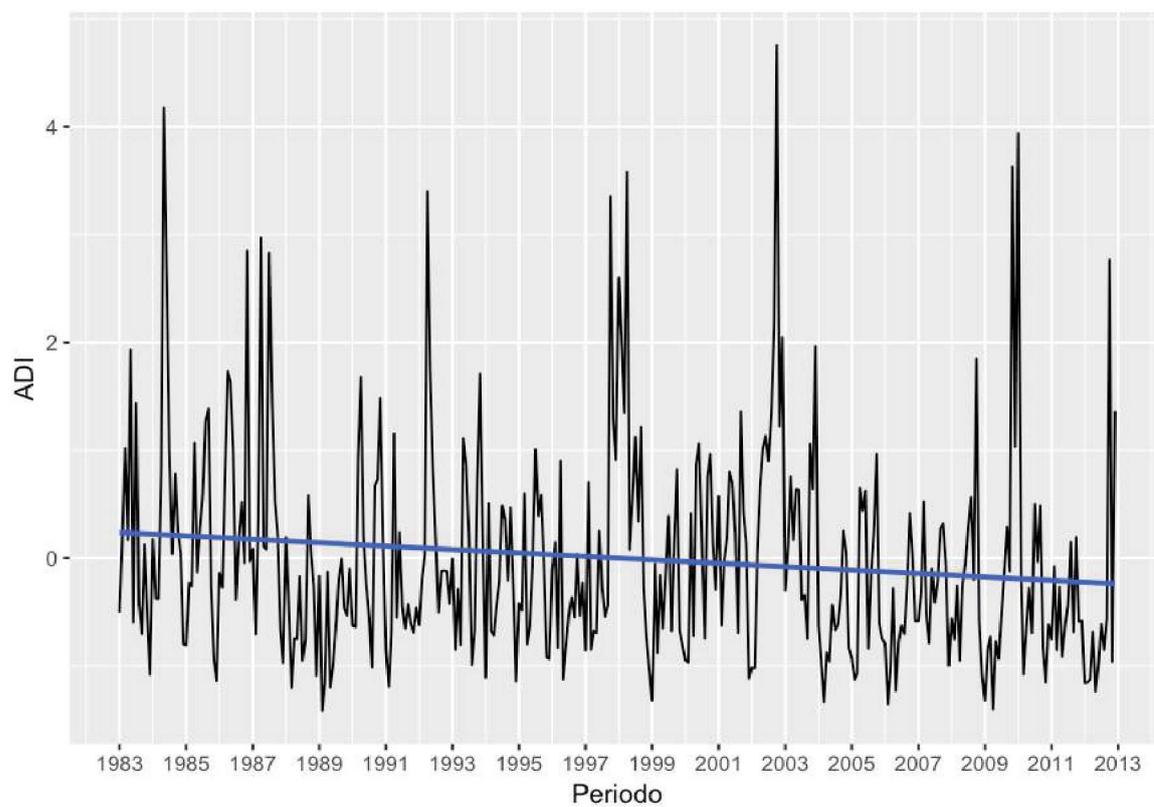
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 262



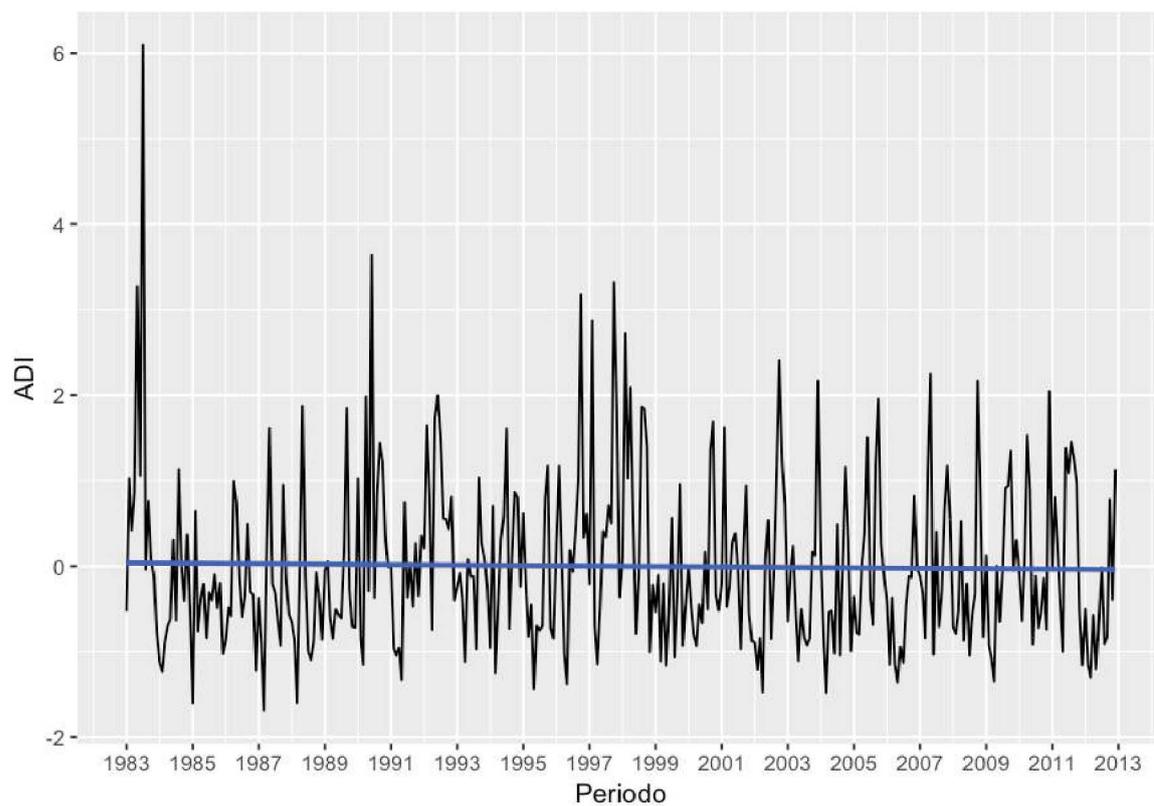
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 263



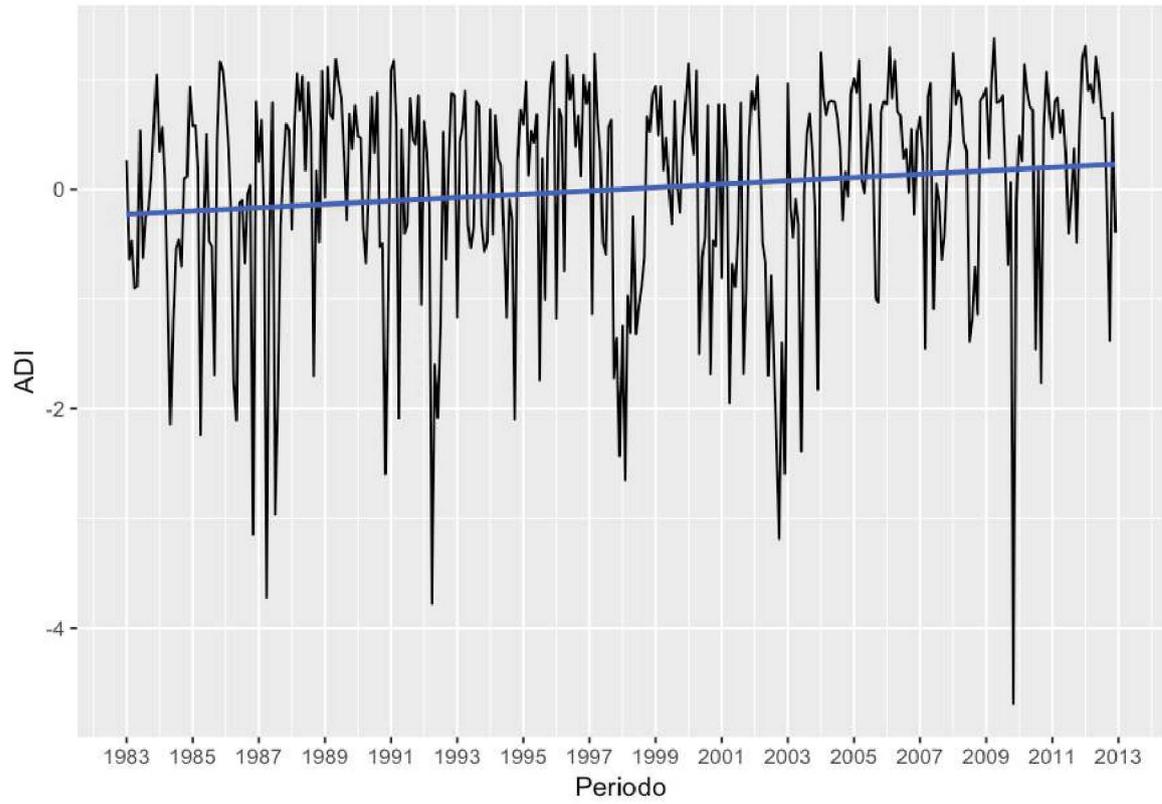
TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 264



TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 265

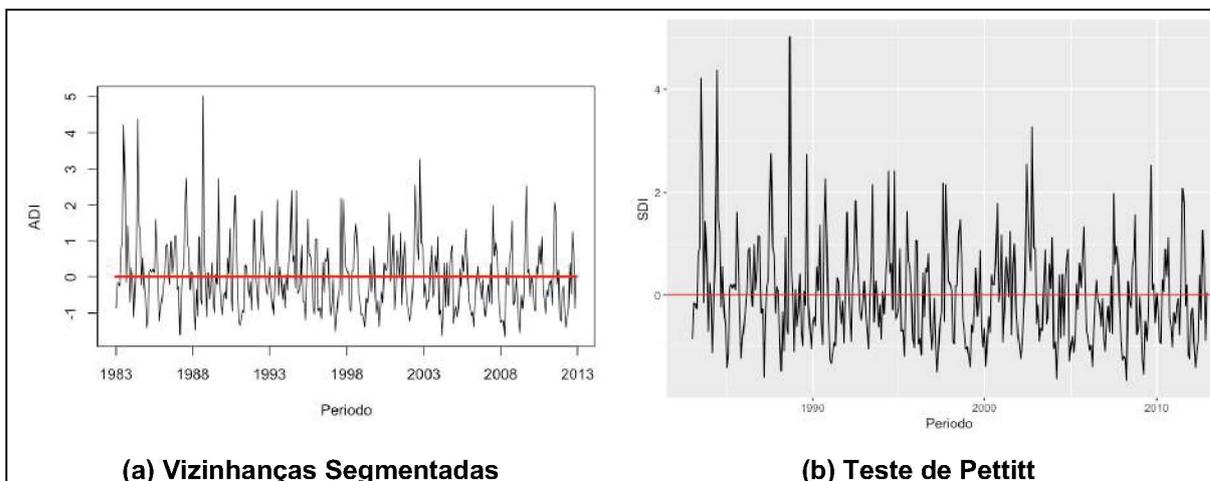


TENDÊNCIA LINEAR DE ADI PARA SUB-BACIA 266

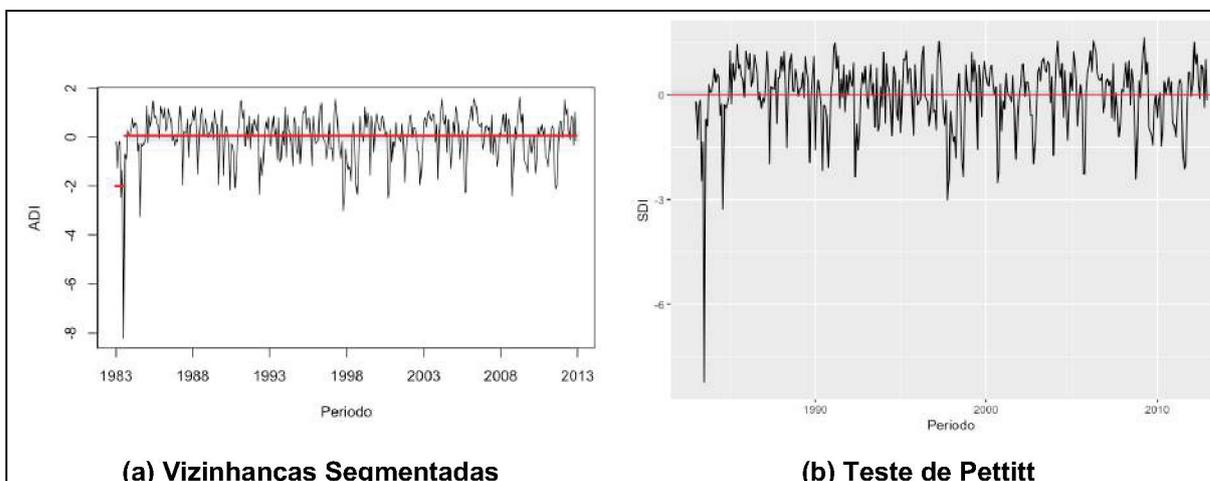


APÊNDICE F – PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA PARA ÍNDICE DE SECA AGREGADO

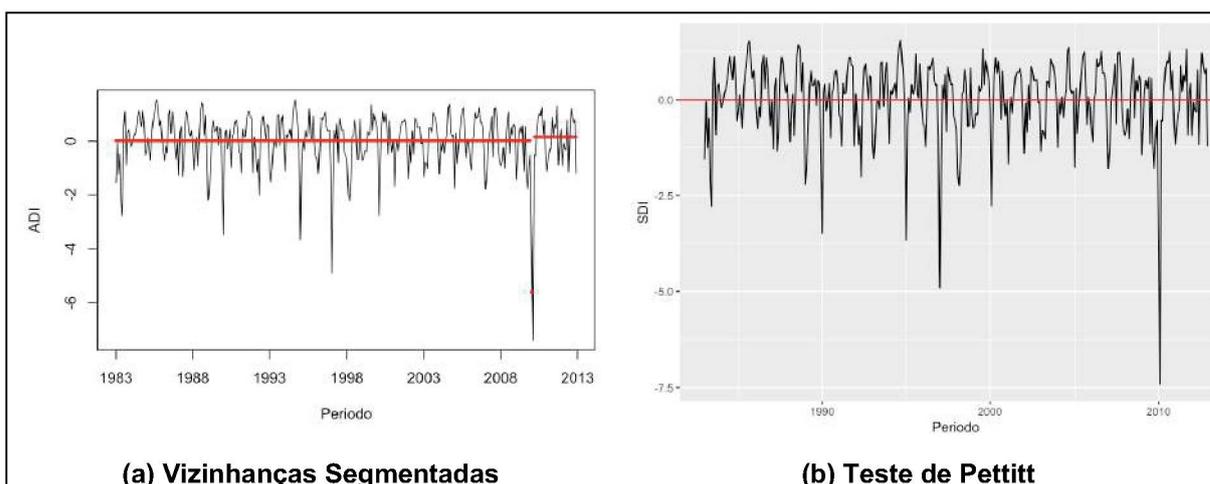
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 26



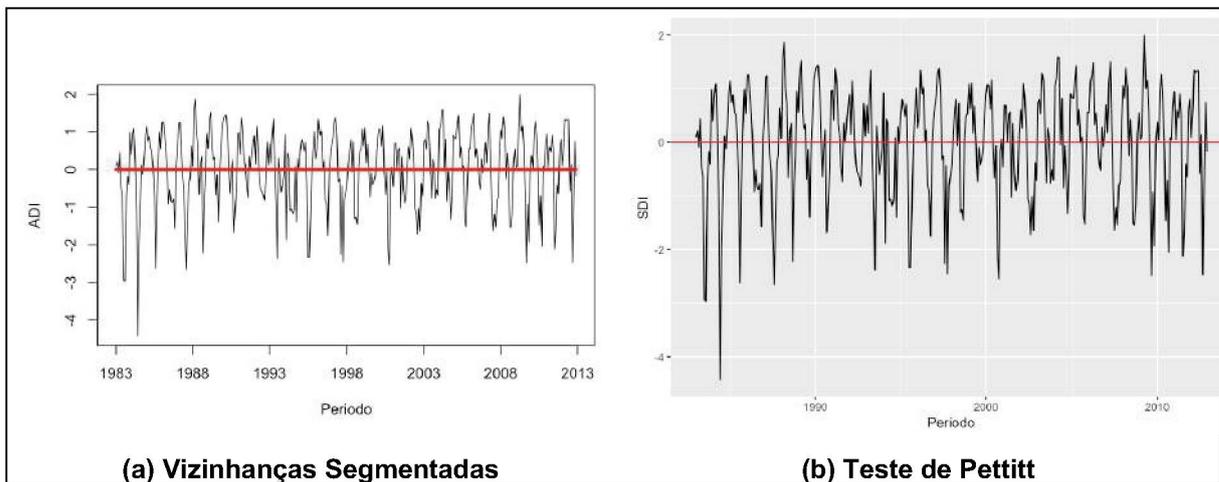
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 27



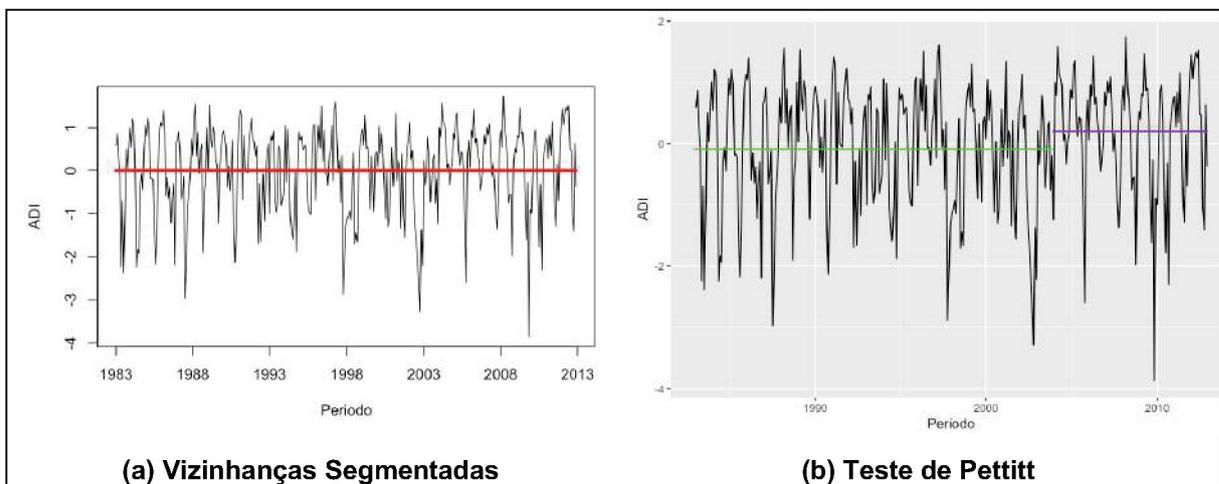
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 31



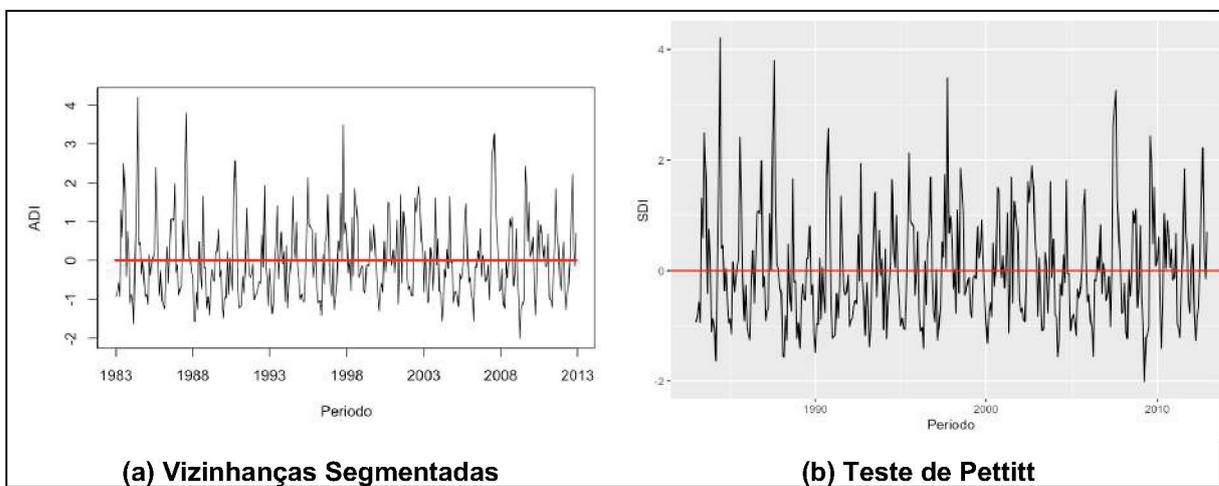
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 65



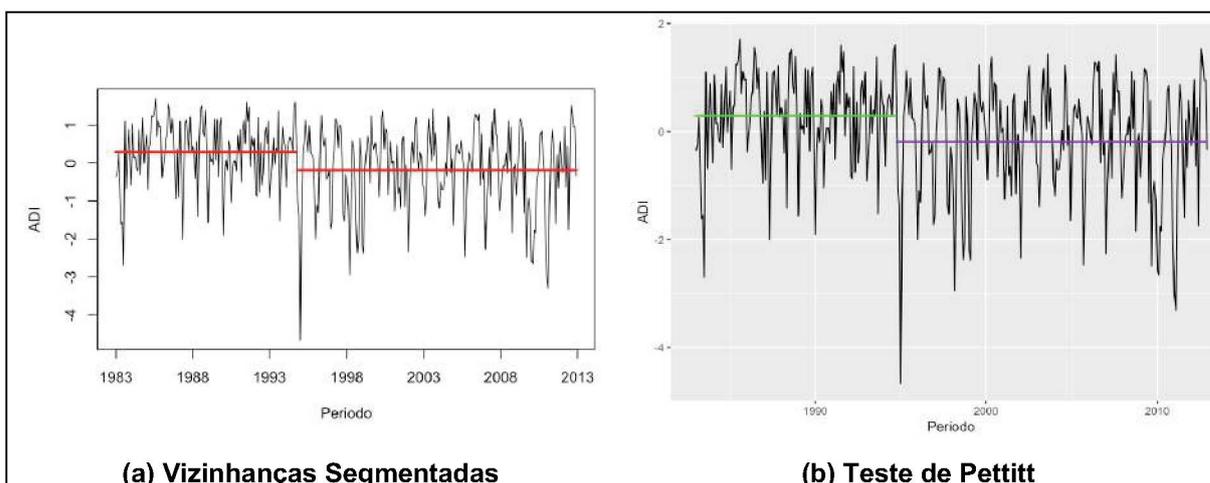
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 66



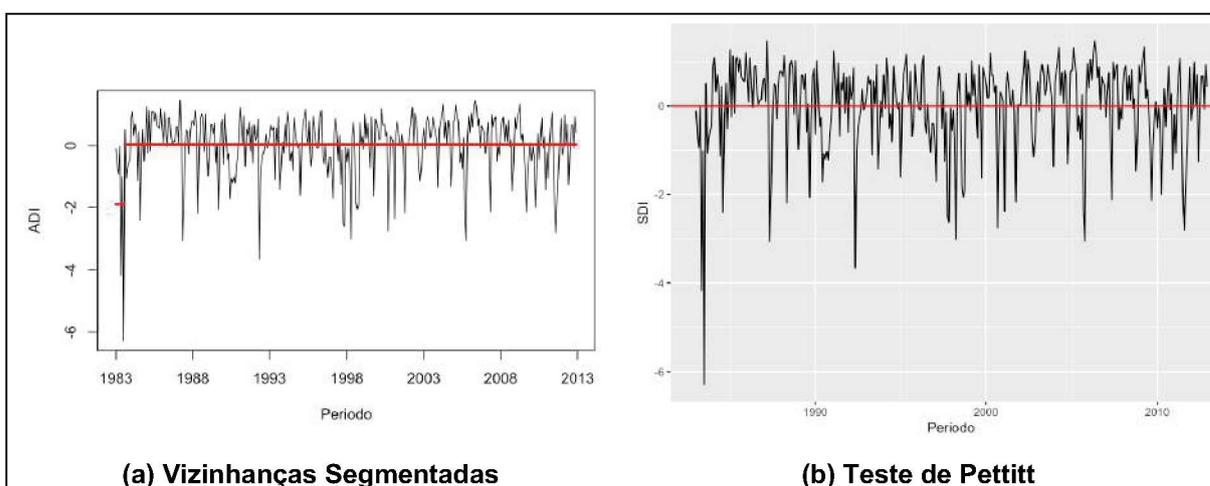
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 67



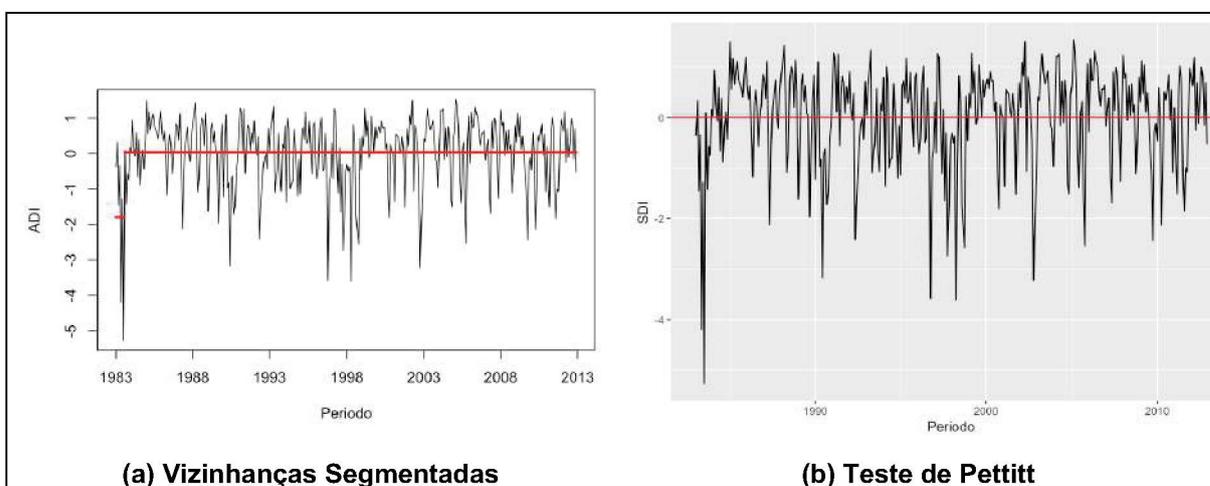
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 70



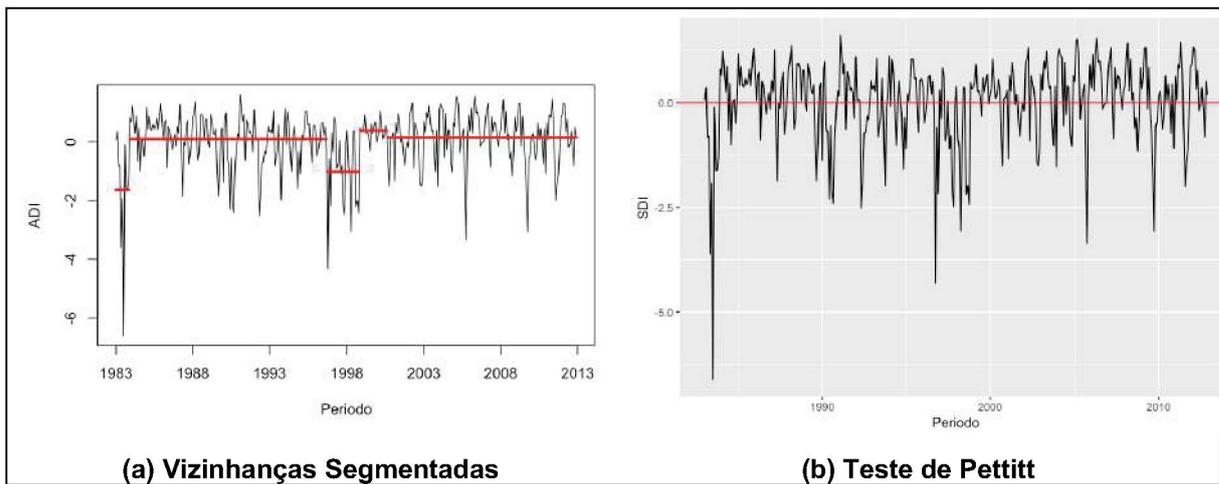
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 71



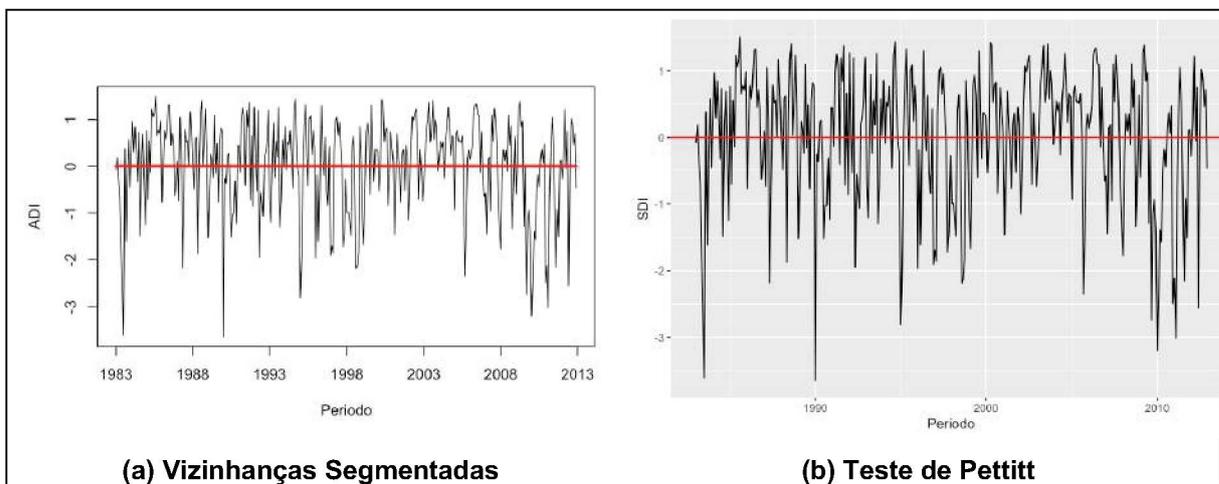
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 72



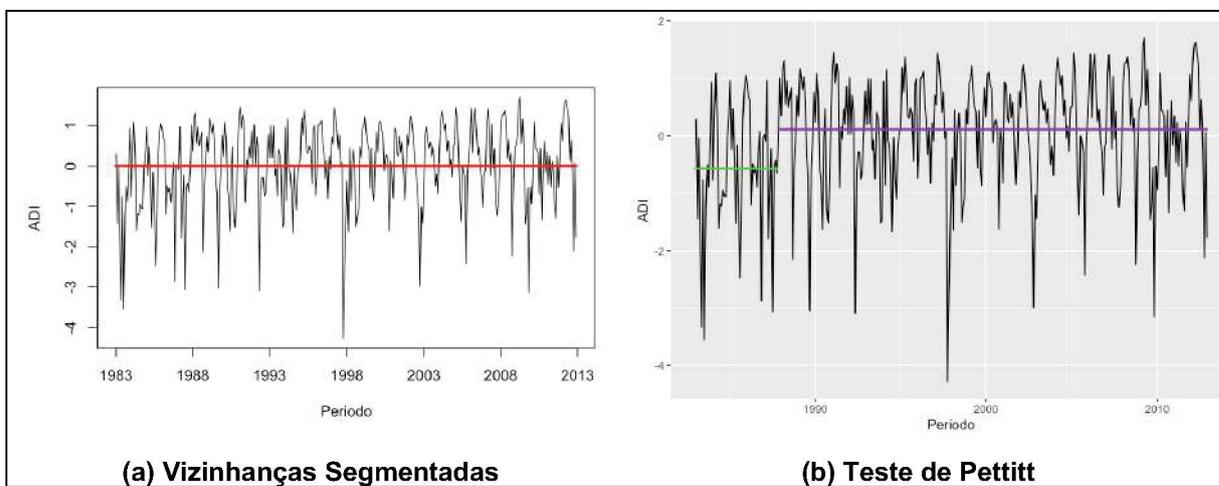
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 73



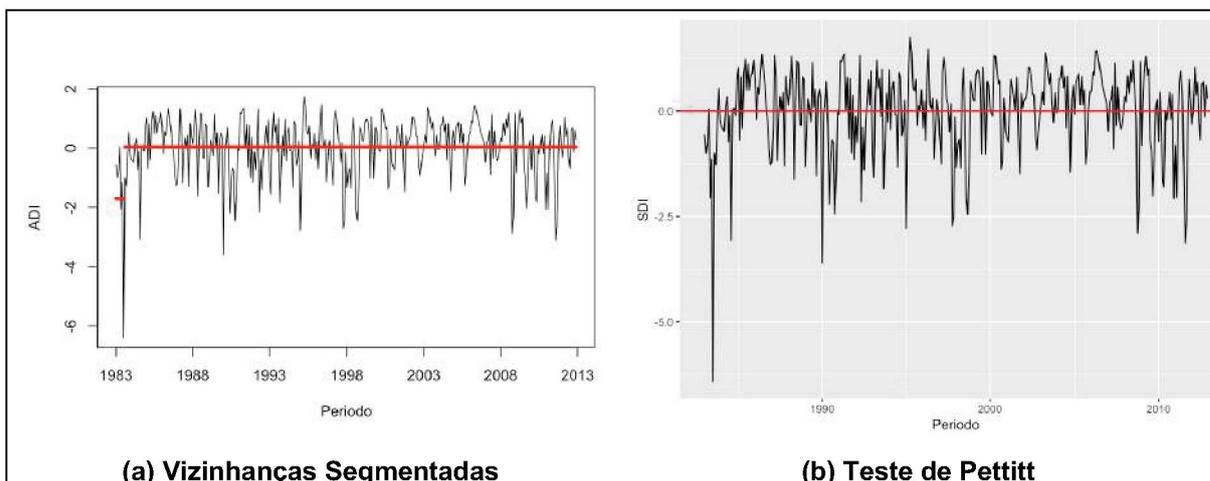
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 74



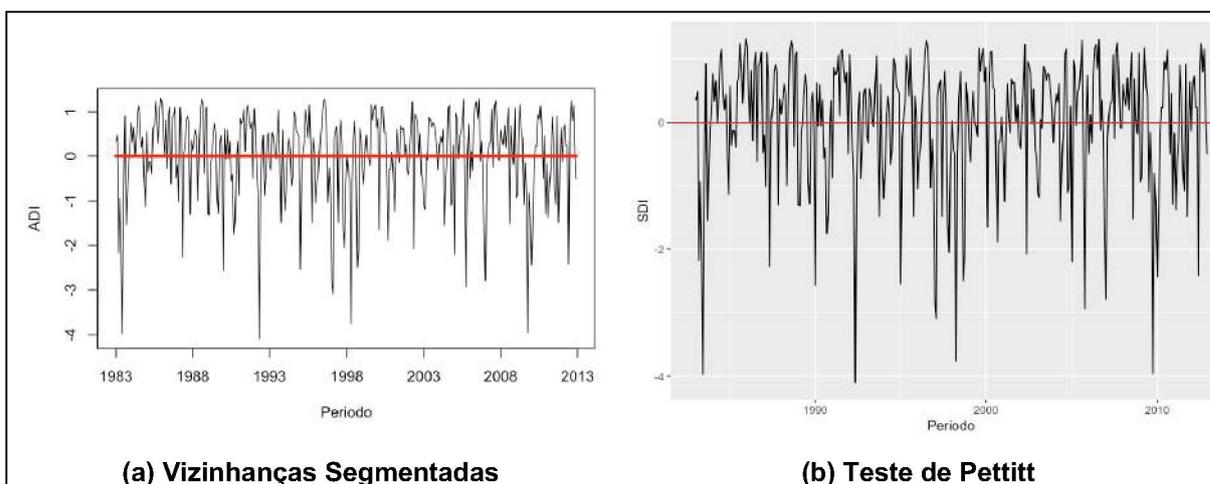
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 76



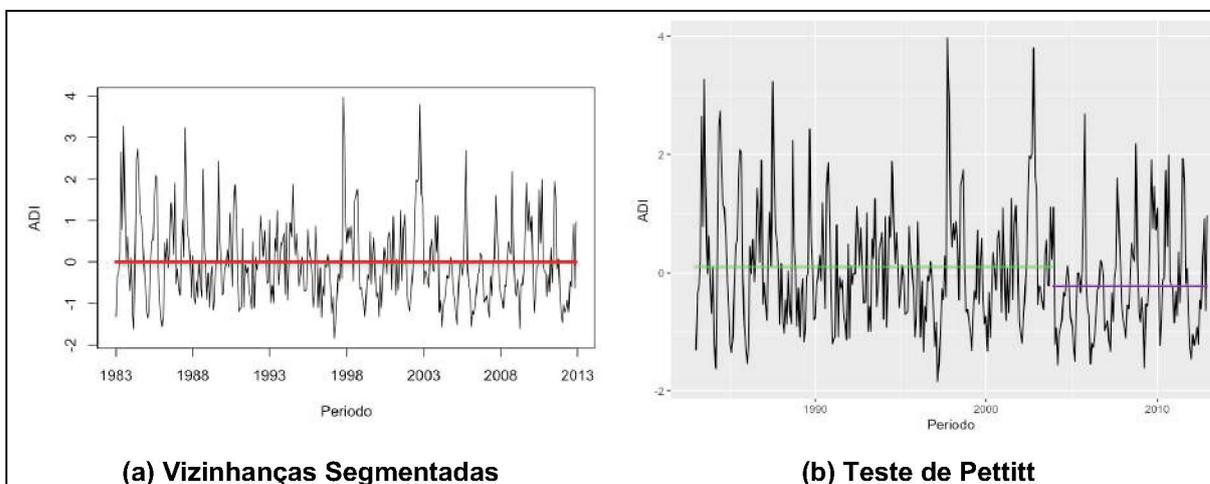
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 79



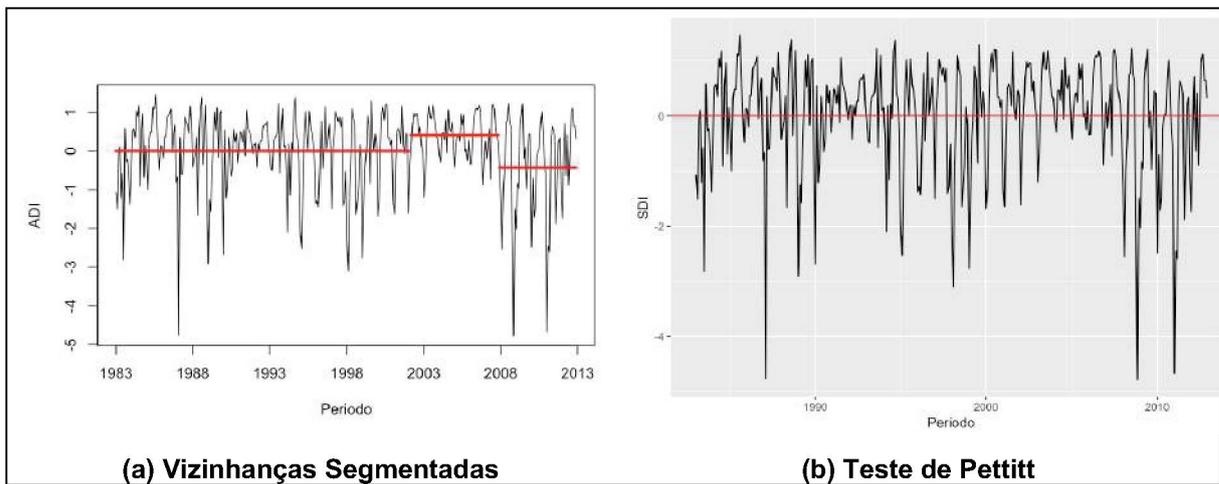
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 86



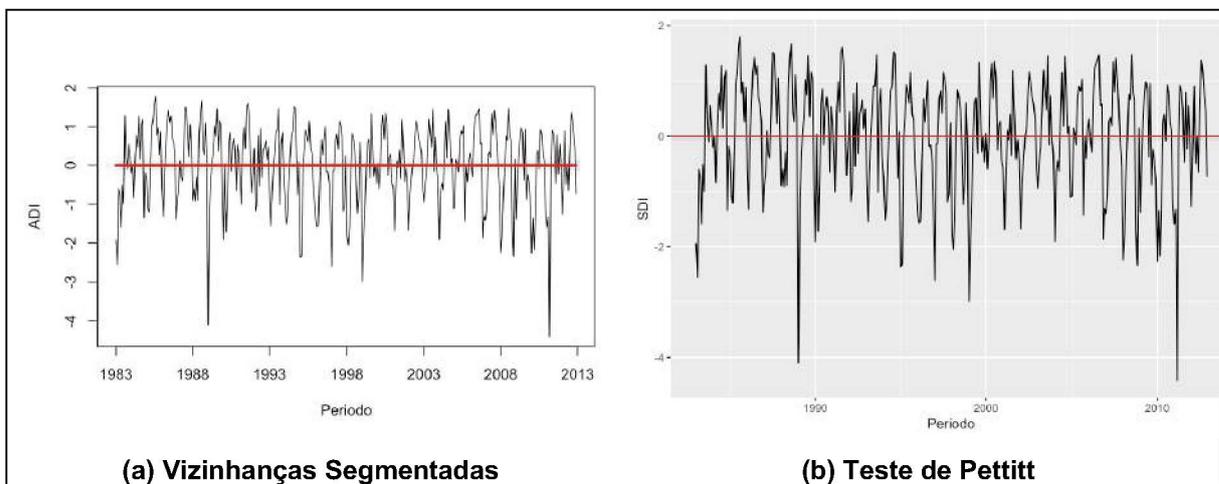
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 88



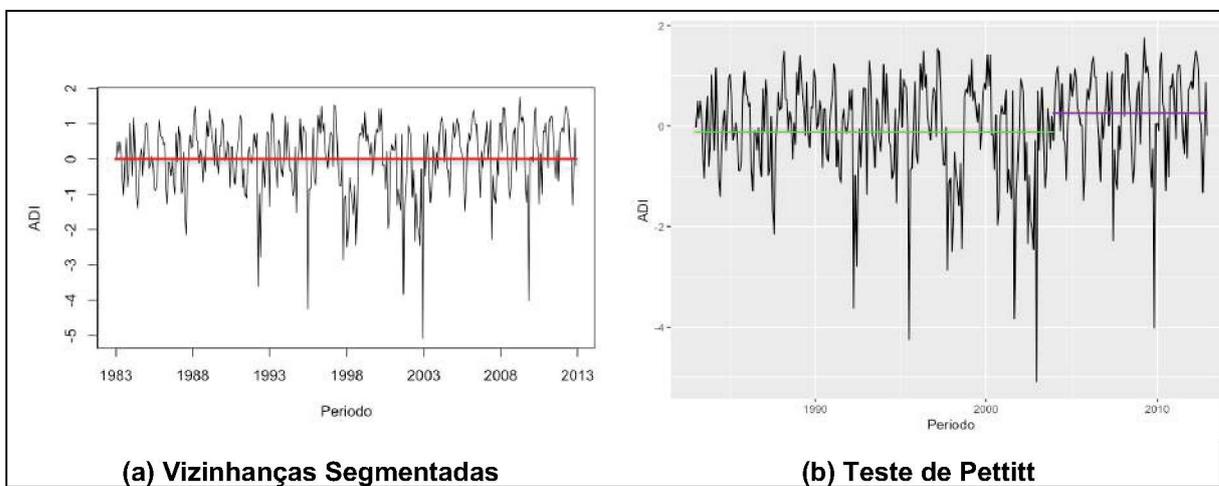
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 113



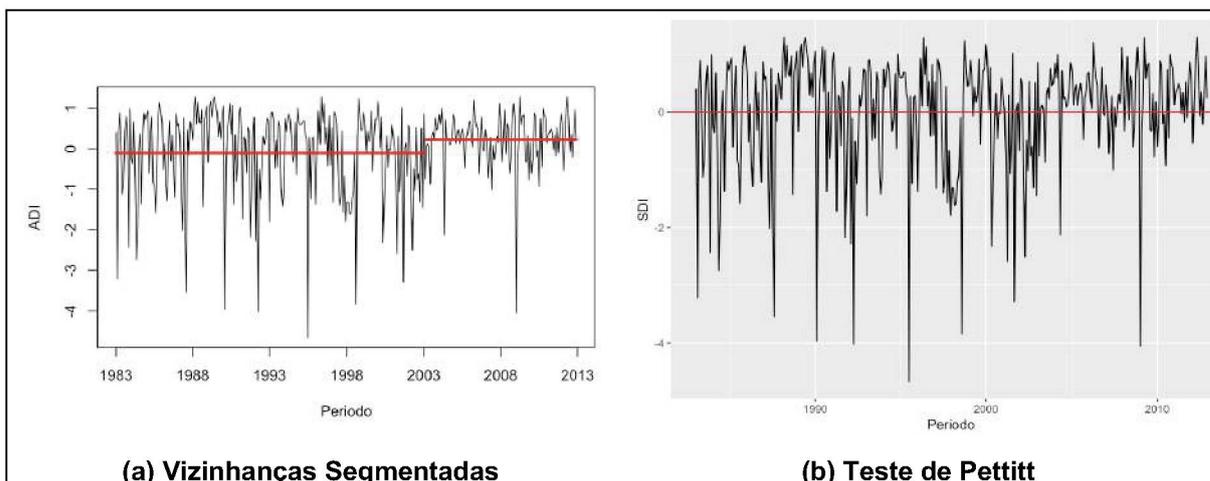
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 119



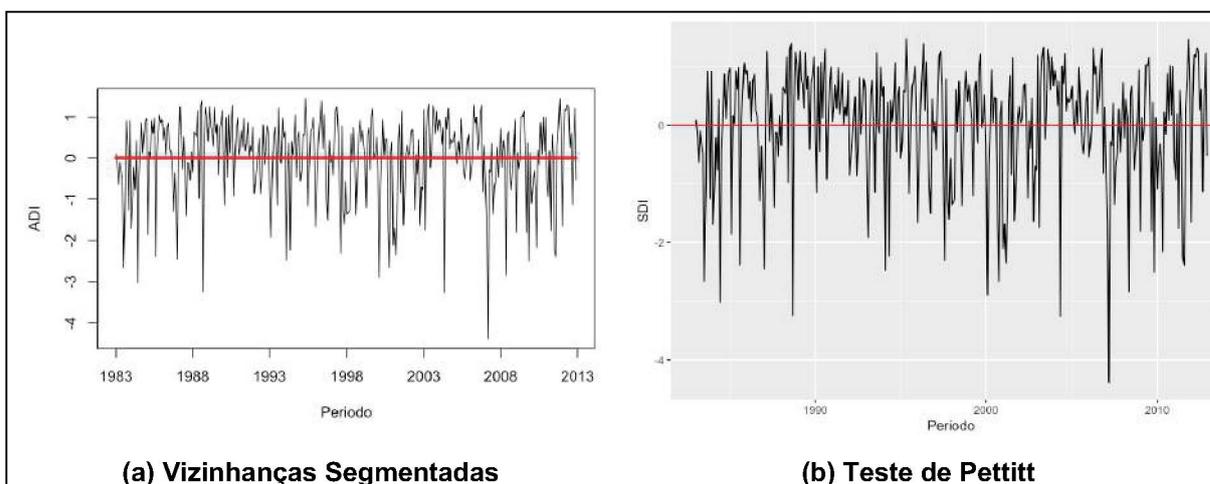
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 126



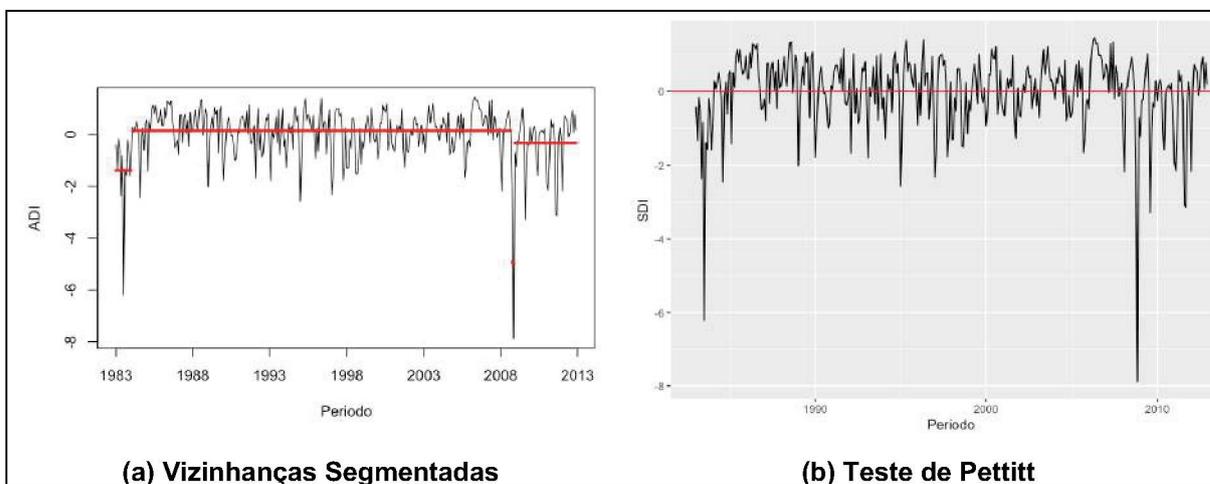
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 127



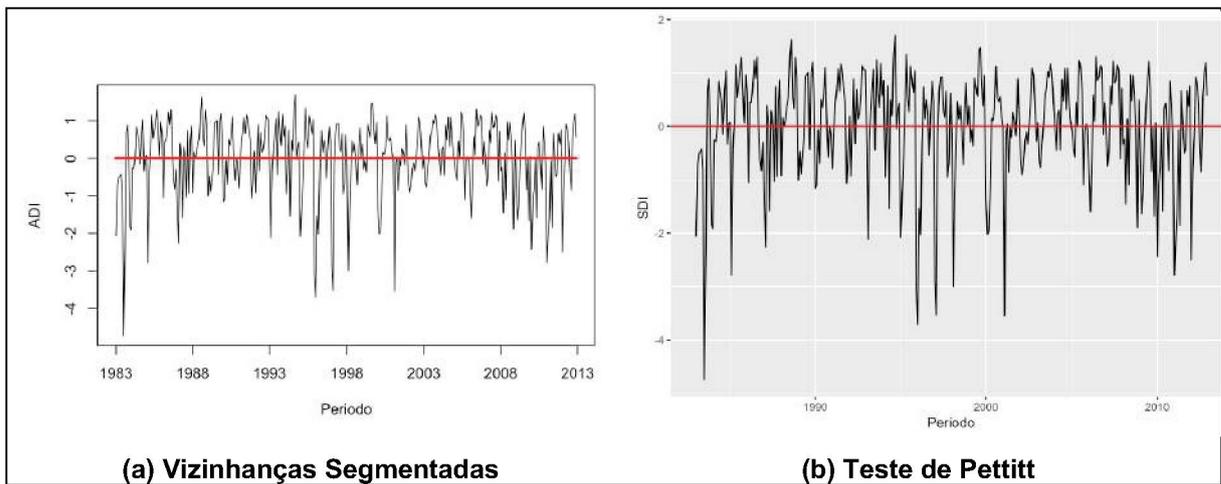
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 128



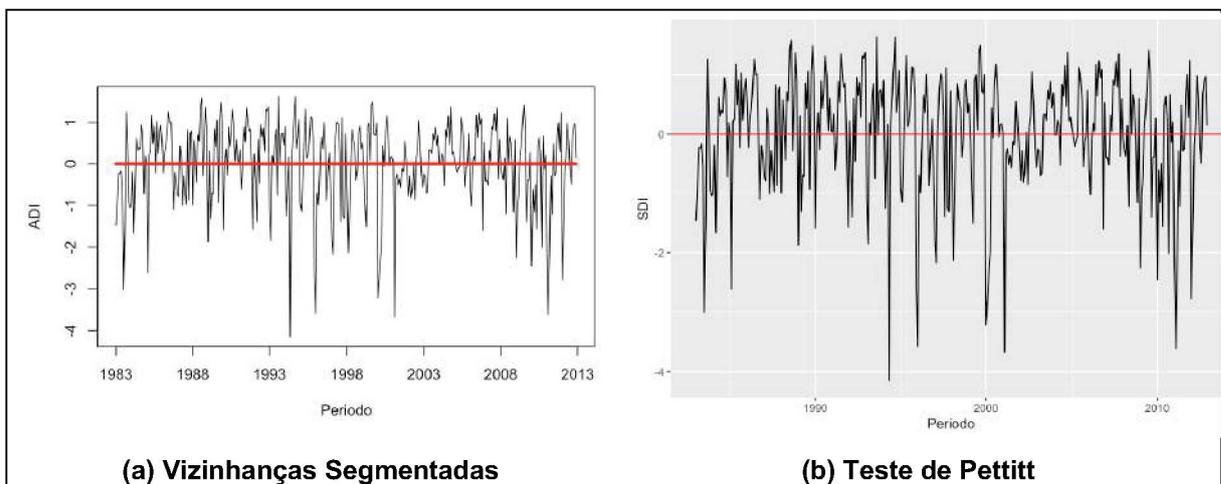
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 129



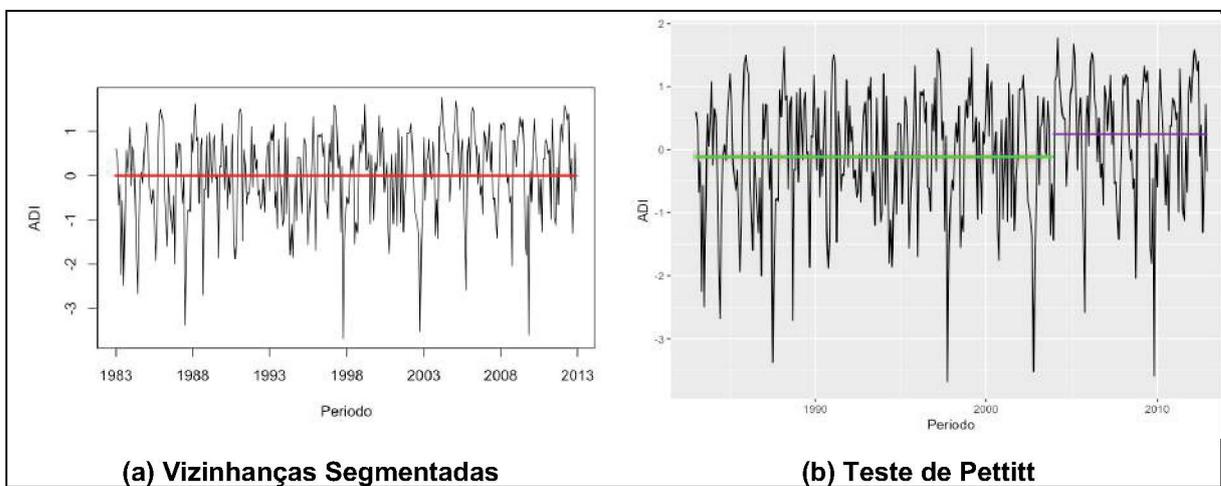
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 130



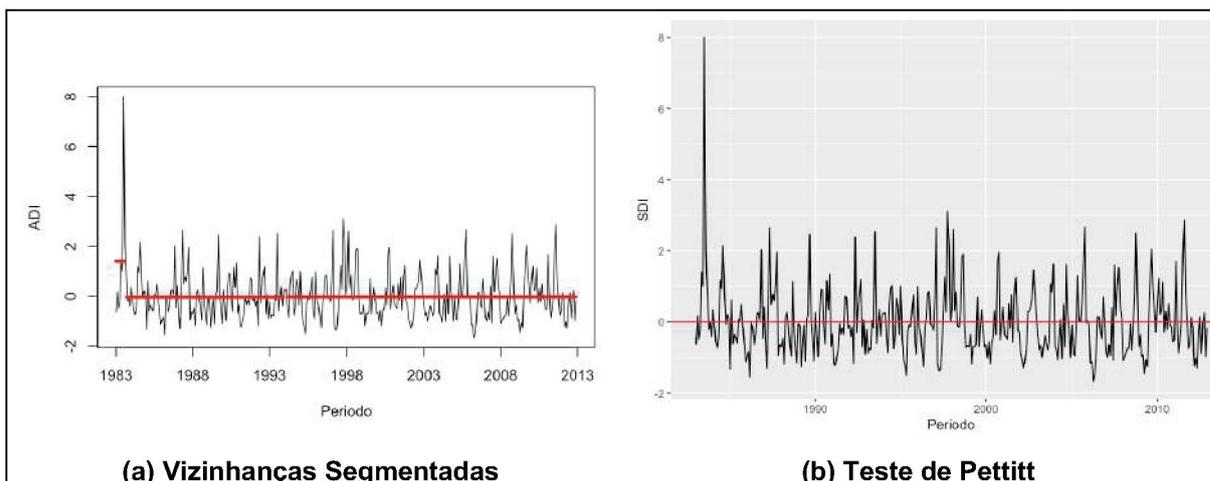
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 131



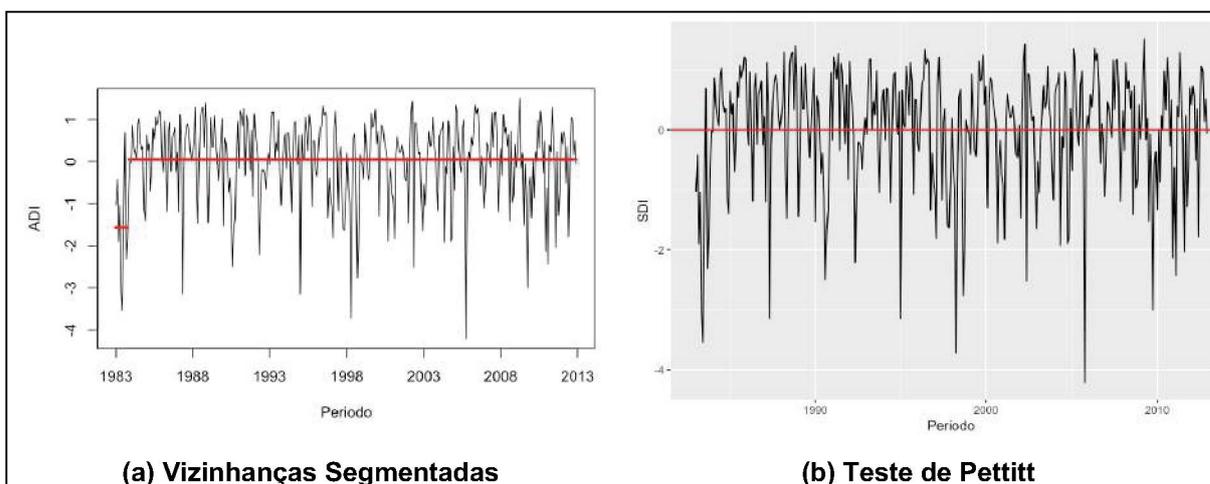
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 190



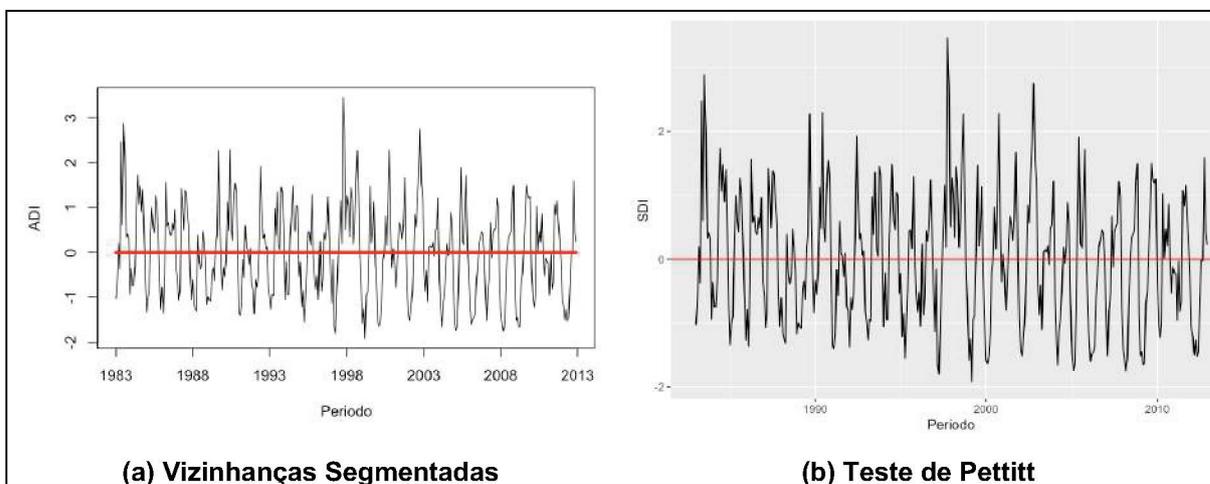
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 199



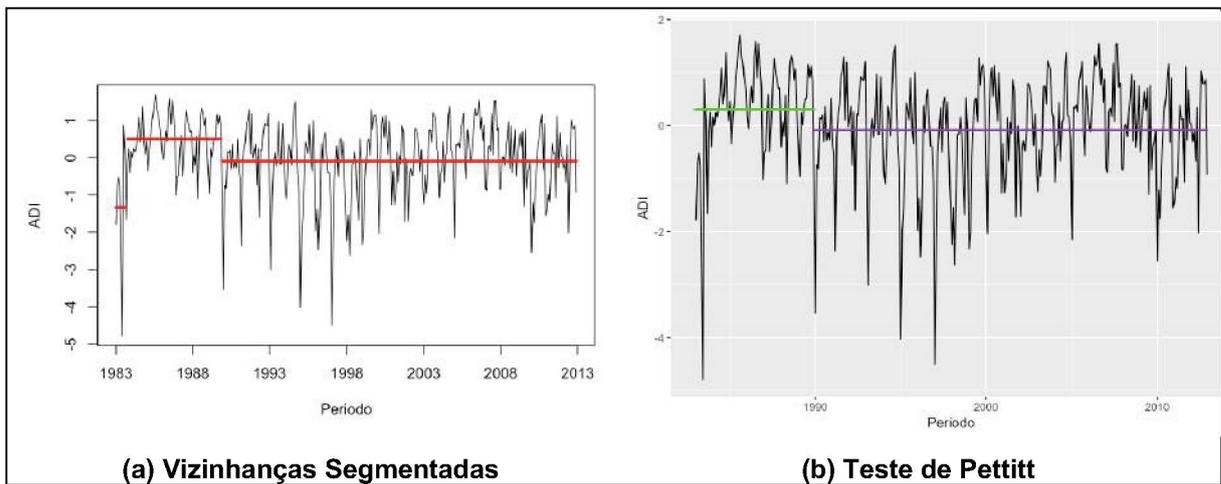
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 201



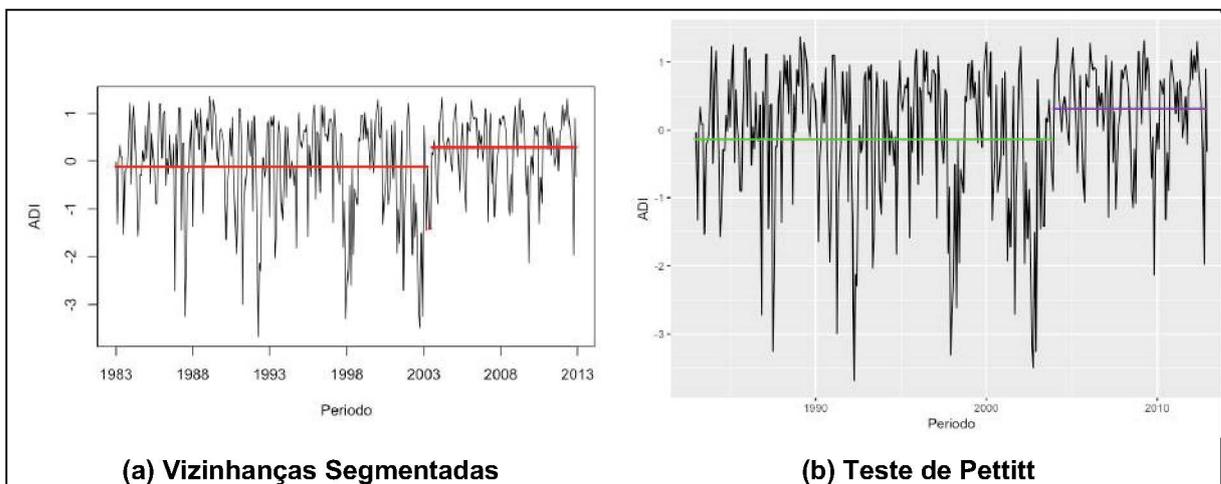
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 210



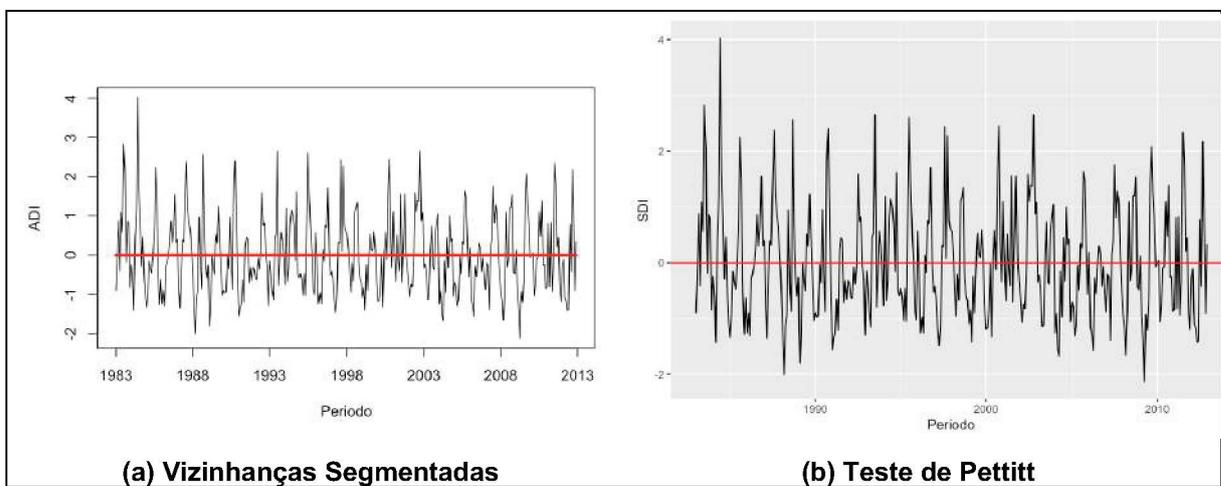
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 213



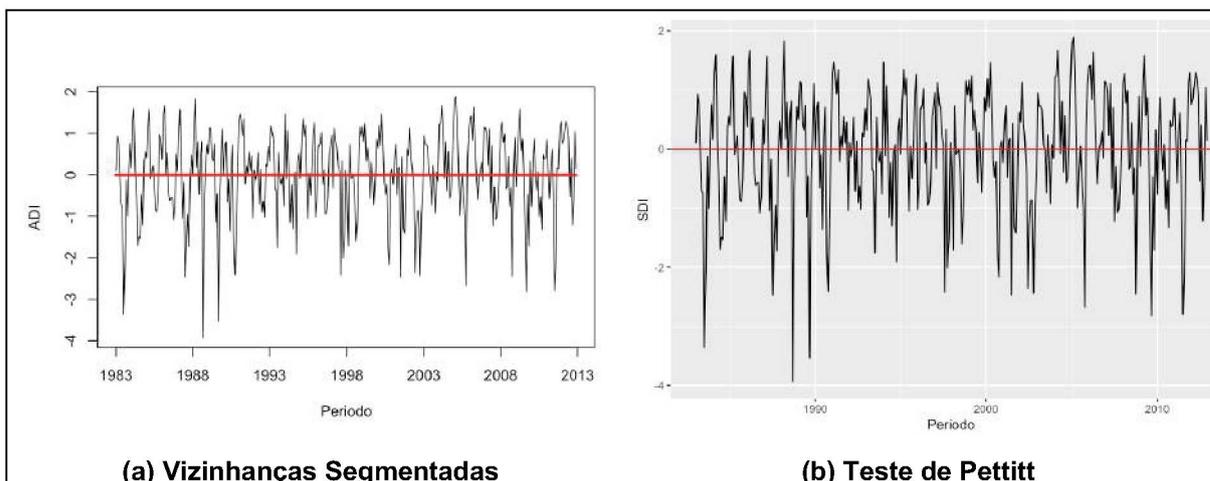
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 216



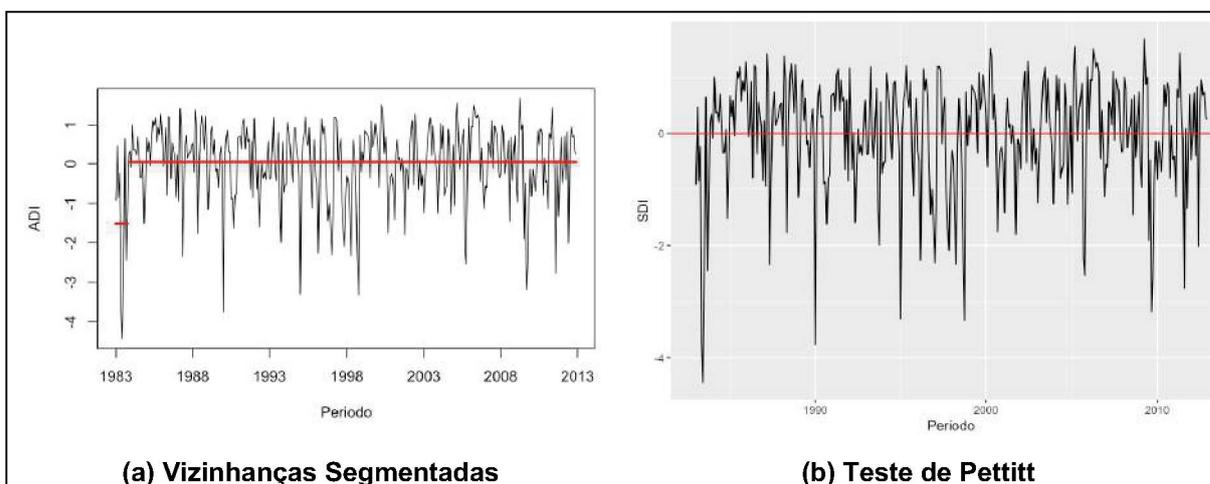
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 230



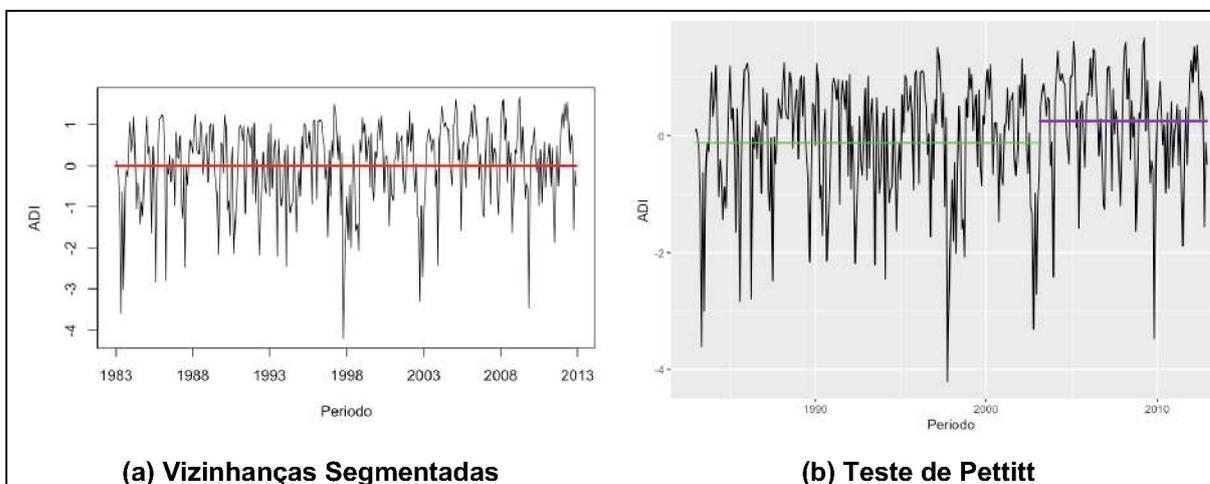
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 237



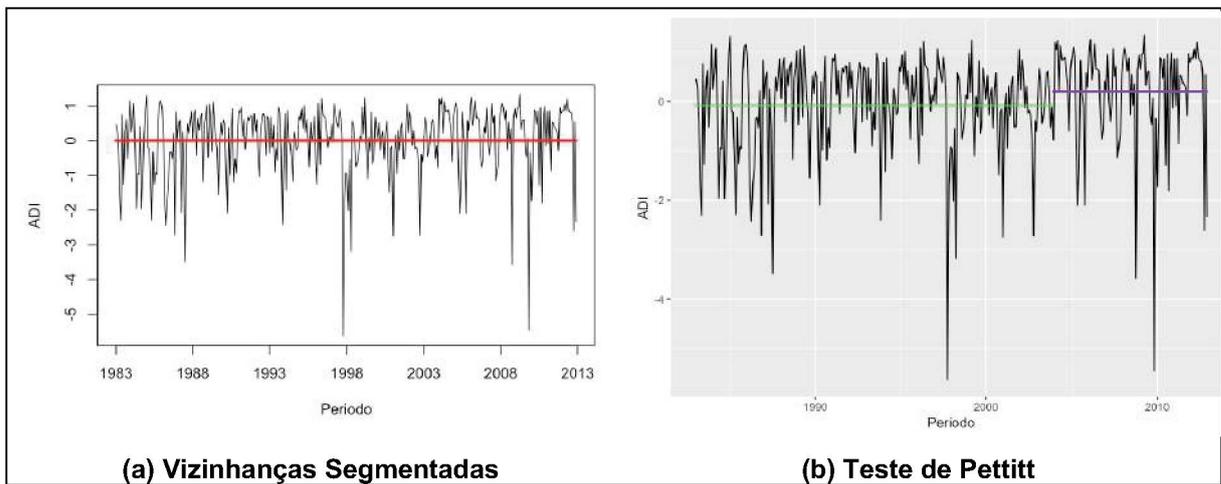
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 241



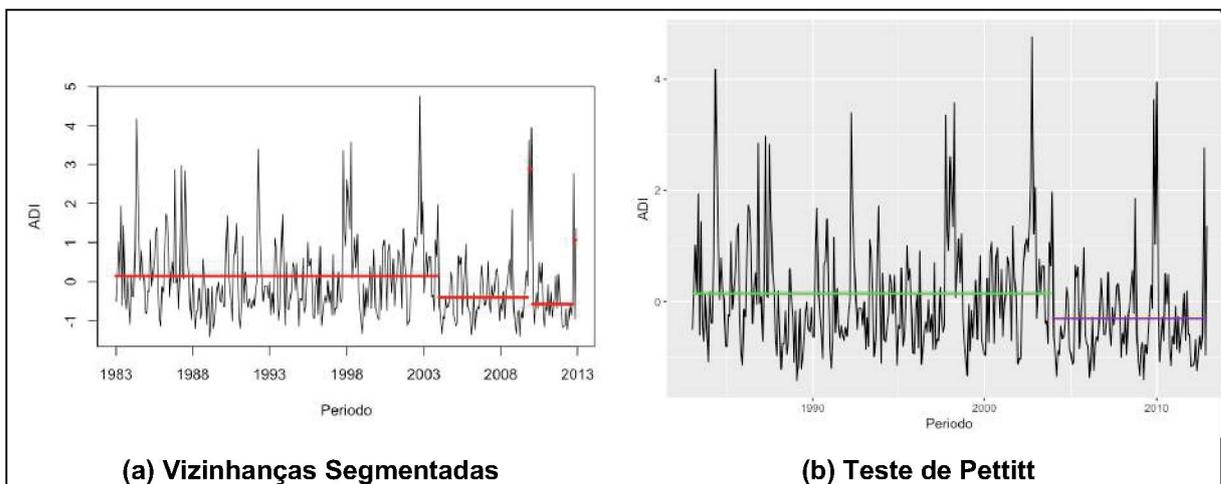
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 262



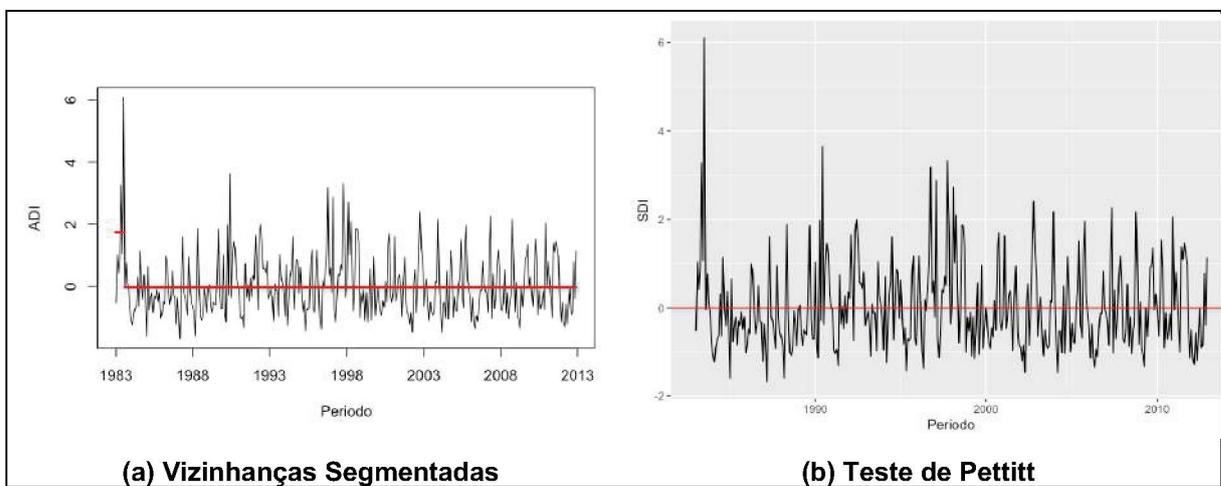
PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 263



PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 264



PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 265



PONTOS DE MUDANÇA ABRUPTA NO ADI PARA SUB-BACIA 266

