

Tendências hidroclimáticas sazonais na bacia do rio Parnaíba

• **Data de entrada:**
31/03/2018


• **Data de aprovação:**
08/04/2019

Seasonal hydro-climate trends in the Parnaíba river basin

Júlio César Penereiro^{1*}

DOI: <https://doi.org/10.36659/dae.2020.065>

ORCID ID

Penereiro JC  <https://orcid.org/0000-0001-5639-4318>

Resumo

O objetivo deste trabalho foi identificar e analisar a ocorrência de tendências sazonais em medidas de séries temporais da temperatura média, precipitação pluviométrica e dos índices de vazão em rios, registradas em localidades pertencentes à região hidrográfica do Parnaíba. Pelos testes estatísticos não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt, foram identificados pontos de alterações nos comportamentos climáticos e hidrológicos em séries temporais. Trabalhou-se com as medições de 18 e 24 localidades realizadas pela Agência Nacional de Águas e pelo Instituto Nacional de Meteorologia, respectivamente. Os resultados, apresentados em forma de gráficos, tabelas e mapas, confirmam que a maioria dos locais avaliados não acusou tendência na precipitação pluviométrica. Contudo, as análises dos dados de vazão e temperatura média revelaram que, dependendo do período sazonal examinado, em vários locais foram confirmadas tendências significativas. Julga-se que esses comportamentos na vazão estejam relacionados às alterações no clima local, e não à interferência do ser humano.

Palavras-chave: Séries Temporais. Análises de tendências. Mudanças ambientais.

Abstract

The aim of this work was to identify and analyse the occurrence of seasonal trends in time series measurements of average temperature, rainfall, and flow of rivers, registered in localities that belong to the Parnaíba hydrography region. Through statistical tests, such as the nonparametric Mann-Kendall and Pettitt, turning points in the climate and hydrological behaviour in time series were identified. The present article worked with observations in 18 and 24 localities made by the National Water Agency and the National Institute of Meteorology, respectively. The results, presented in the form of graphs, tables and maps, confirm that the majority of locations evaluated did not record trends in rainfall. However, the analysis of flow of rivers and average temperature data revealed that, depending on the seasonal period examined, significant trends were confirmed in several locations. It is believed that these behaviours in flow are related to changes in local climate and not occurred due to human interference.

Keywords: Time Series. Trends analysis. Environmental changes.

¹ Observatório Municipal de Campinas - Campinas - São Paulo - Brasil.

*Autor correspondente: jcpenereiro@yahoo.com.br.

1 INTRODUÇÃO

Um dos temas que vêm ocupando o meio científico e acadêmico nas últimas três décadas está relacionado à identificação de evidências científicas que expliquem as mudanças do clima e suas consequências em nível mundial. Isso ocorre porque o estudo das alterações climáticas registradas no passado possibilita compreender melhor as variabilidades inferidas no presente, além de subsidiar elementos para melhor averiguação do comportamento do clima futuro. Averiguar o clima no futuro pode ser mais bem compreendido ao efetuar projeções geradas por modelos climáticos que levam em consideração diferentes aspectos socioeconômicos, como uso do solo, concentrações de Gases de Efeito Estufa (GEE), dentre outros fatores (MARENGO, 2007; MARENGO et al., 2010).

De acordo com o Quarto e Quinto Relatório Científico do Painel Intergovernamental das Mudanças Climáticas (Intergovernmental Panel on Climate Change - IPCC, na sigla em inglês) das Nações Unidas, desde meados da década de 1970 são identificadas variações nos padrões climáticos, sendo possível afirmar inequivocamente que uma parte da variabilidade do clima seja uma consequência do atual aquecimento global observado (IPCC-AR4, 2007; IPCC-AR5, 2014). As principais conclusões extraídas desses relatórios também sugerem, com grau superior a 90% de confiabilidade, que o referido aquecimento identificado está relacionado às interferências antropogênicas sobre o meio ambiente, particularmente devido a desmatamentos, queimadas, emissões de GEE e partículas de aerossóis, além de uma crescente urbanização sem planejamento e o uso do solo de forma inadequada (KARL et al., 1988). Adicionalmente a essas referidas interferências, de acordo com a Agência Nacional de Águas (ANA), sabe-se que a disponibilidade dos recursos hídricos depende, principalmente, do clima e de suas alterações em diversas escalas de tempo (ANA, 2013).

Em relação às mudanças climáticas e hidrológicas no Brasil, vários estudos científicos revelaram que o país tem experimentado alterações em diferentes níveis, em particular na região semiárida. Nesse sentido, por não chover tanto quanto em muitas outras regiões do mundo, a região Nordeste do Brasil é frequentemente afetada devido à baixa disponibilidade hídrica, acarretando a ocorrência de secas, perdas parciais ou totais da agricultura, além de comprometer o abastecimento de água para a população, devido à irregularidade da estação chuvosa, com predominância de chuvas intensas e de curta duração (SILVA et al., 1998). Devido a essas irregularidades climáticas, ocorrem esses tipos de eventos, que proporcionam enormes prejuízos econômicos, além da ocorrência de um amplo impacto social aos habitantes daquela região do país.

Outro fato relevante observado na região Nordeste do Brasil é a ocorrência de grande quantidade de rios classificados com criticidade quantitativa, devido à baixa disponibilidade hídrica dos corpos d'água, estimada em $320,4 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, equivalente a menos de 0,5% do montante nacional (ANA, 2015). Segundo a ANA, a distribuição espacial das demandas d'água revela que os maiores valores de vazão de retirada estão localizados nas microbacias situadas na capital maranhense, São Luís, e em suas proximidades, onde há o predomínio do uso urbano e industrial. Nesta região brasileira não há usinas hidroelétricas instaladas e, em geral, seus principais rios apresentam boa qualidade em relação à carga orgânica lançada, com 82% dos trechos hídricos analisados com ótima qualidade (ANA, 2015).

É importante salientar que estudos relacionados à variabilidade dos parâmetros climáticos em bacias hidrográficas são importantes para verificar o comportamento desses sistemas hídricos ao longo dos anos. Diante disso, tal conduta possibilita ter uma melhor compreensão desses sistemas ambientais e, além disso, abre a possi-

bilidade de realizar previsões visando o planejamento dos recursos hídricos, como construções de reservatórios para abastecimento de cidades, para a geração de energia elétrica, dentre outros aspectos (YUE et al., 2002; MARENGO; CAMARGO, 2008; MARENGO et al., 2010).

Do ponto de vista matemático, uma maneira de estudar as variações de dados hidrológicos e climáticos, seja local ou regional, engloba análises nas variabilidades dos dados medidos e contidos nas séries temporais de temperatura, precipitação, umidade relativa do ar, pressão atmosférica e vazão hidrológica. Nesse sentido, para realizar estudos confiáveis envolvendo as variáveis hidroclimáticas, é necessário aplicar e analisar métodos estatísticos paramétricos e não paramétricos, que possam fornecer informações relevantes para a análise de variabilidades, investigação de tendências climáticas e hidrológicas (ALEXANDRE et al., 2010).

Diante desse contexto, métodos não paramétricos, como os de Mann-Kendall e de Pettitt, são frequentemente empregados, pois, segundo Sansigolo e Nery (2000), eles possuem um maior embasamento estatístico para modelos teóricos de descrição climática, apesar das dificuldades no estabelecimento da existência de tendências significativas devido à grande variabilidade natural das medidas meteorológicas.

Constata-se cientificamente que as detecções de tendências têm sido amplamente utilizadas e divulgadas aplicando métodos estatísticos (MORAES et al. 1995; BACK, 2001; GROppo et al., 2005; ALEXANDRE et al., 2010; PENEREIRO et al., 2016; entre outros). Como atualmente na literatura ainda são poucos os estudos utilizando métodos não paramétricos em séries temporais hidroclimáticas observadas na bacia hidrográfica do rio Parnaíba, é nessa vertente que o presente trabalho foi direcionado.

2 OBJETIVOS

O presente trabalho tem o intuito de apresentar diagnósticos sazonais sobre os comportamentos climáticos e hidrológicos na Região Hidrográfica do Parnaíba. De acordo com a ANA, após o rio São Francisco, o rio Parnaíba é o mais importante da região Nordeste do Brasil (ANA, 2015). Por intermédio de análises exploratórias de séries temporais, foram investigados os índices sazonais de temperatura média, precipitação pluviométrica e vazão média nas regiões pertencentes à Região Hidrográfica do Parnaíba. O presente estudo teve como intuito analisar a variabilidade sazonal ao longo de cada série temporal de parâmetros hidrológicos e climáticos observados em localidades da referida bacia. Para tanto, empregaram-se métodos estatísticos não paramétricos. Por meio desses procedimentos, identificou-se um eventual ponto de mudança brusca no comportamento de uma determinada série durante o período em que foi observada e, por meio de análises estatísticas, determinou-se a partir de quando uma tendência passou a ocorrer. As aplicações desses procedimentos, em particular os Testes de Mann-Kendall e de Pettitt para inferir tendências, possibilitaram confeccionar mapas geográficos relativos às distribuições dessas tendências para cada variável hidroclimática em questão, além de possibilitar avaliações das possíveis influências de ações antropogênicas e naturais ao longo da referida região hidrográfica.

3 METODOLOGIA

3.1 Área de estudo e descrição dos dados utilizados

A bacia hidrográfica do rio Paranaíba, mostrada na Fig. 1, configura-se como uma das mais importantes da região Nordeste do Brasil, sendo ocupada pelos estados do Piauí (75,73%), do Maranhão (19,02%) e do Ceará (4,35%). Segundo a ANA (2015), essa bacia hidrográfica se

destaca pela baixa disponibilidade hídrica, além de apresentar uma baixa demanda consuntiva (vazão de retirada). A referida bacia possui 293 municípios (222 no Piauí, 42 no Maranhão e 29 no Ceará), com uma população de aproximadamente 4,15 milhões de habitantes, ocupando uma área de 333.056 km², o equivalente a 3,9% do território brasileiro. Segundo o Ministério do Meio Ambiente (MMA), dos seis principais biomas brasileiros, os encontrados nessa região hidrográfica são: Caatinga (o mais predominante, com 844.453 km²) e Cerrado (com 2.036.448 km²) (MMA, 2018).

Trata-se de uma região hidrográfica dividida em três sub-bacias: Alto Parnaíba, Médio Parnaíba e Baixo Parnaíba. O seu principal rio, o Parnaíba, que nasce na chapada das Mangabeiras com o nome de Água Quente, possui aproximadamente 1.400 km de extensão, sendo que a maioria dos afluentes é suprida por águas pluviais de escoamento superficial direto (parcela d'água de chuva) (ANA, 2015). A Fig. 1 ilustra o percurso do rio Parnaíba e seus principais afluentes, onde se destacam os rios: Balsas, situado no estado do Maranhão, Poti, Portinho, Canindé, Uruçuí-Preto, Gurguéia e Longá, todos no estado do Piauí.

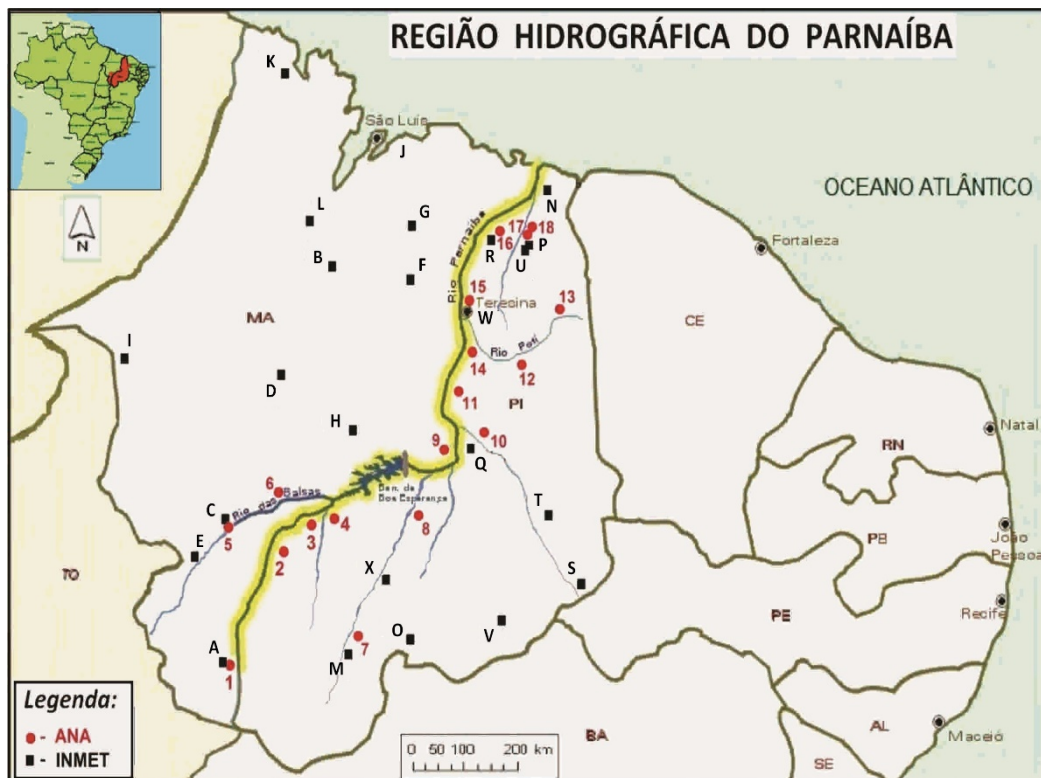


Figura 1 - Percurso do rio Parnaíba e de seus principais afluentes, destacando as localizações das estações medidoras convencionais do INMET (medem precipitação e temperatura) e da ANA (medem vazão), nas quais os dados observados foram analisados neste estudo.

A bacia do Parnaíba, em grande parte localizada no semiárido brasileiro, caracteriza-se pela intermitência das chuvas, e, segundo dados observados pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), a precipitação média anual na região é

de 1.064 mm, muito abaixo da média nacional, que é de 1.761 mm (INMET, 2018). De acordo com a ANA, a sua disponibilidade hídrica superficial, considerando a vazão regularizada pelos reservatórios da região, é de 379 m³/s; o que equivale

a menos de 0,5% da disponibilidade hídrica nacional que corresponde a 91.071 m³/s. Além disso, a vazão média da referida região hidrográfica é de 767 m³/s, correspondendo a 0,43% da vazão média nacional, cujo valor é de 179.516 m³/s. A vazão de retirada (demanda total) é 50,9 m³/s (correspondendo a 2% da demanda nacional) e a vazão específica é de 2,3 L/s/km² (correspondendo a 11% da vazão específica para o território nacional). O volume máximo de reservação do consumo per capita da região é 1.795 m³/hab., aproximadamente de 50% do volume máximo de reservação per capita do país (3.607 m³/hab.) (ANA, 2015).

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dentre as cidades inseridas na bacia hidrográfica do Parnaíba, destacam-se aquelas com população acima de 40.000 habitantes (IBGE, 2010): Teresina/PI (aprox. 767.550 hab.), Parnaíba/PI (aprox. 137.480 hab.), Timon/PI (aprox. 135 mil hab.), Balsas/MA (aprox. 72.700 hab.), Picos/PI (aprox. 58.300 hab.), Cratêus/CE (aprox. 52.600 hab.), Floriano/PI (aprox. 49.970 hab.) e Piri-piri/PI (aprox. 44.540 hab.). Essa região possui um diferencial, em relação ao Nordeste brasileiro, já

que é o único centro regional que tem sua capital, Teresina, fora da área litorânea.

Neste trabalho foram usadas as médias diárias contidas nas séries temporais observadas em localidades distribuídas ao longo do rio Parnaíba e seus afluentes. Para tanto, utilizaram-se as observações diárias das variáveis relacionadas à precipitação pluviométrica (*Prec.*) e temperatura média (*T-Méd.*) de 24 localidades cujos dados estão disponibilizados no Instituto Nacional de Meteorologia (INMET, 2018), além da vazão média (*Vaz.*) observadas em 18 localidades disponibilizadas no endereço eletrônico da Agência Nacional de Águas (ANA, 2018). As informações básicas dos locais e estações, tais como as coordenadas geográficas (latitude - Lat. e longitude - Long.), altura em relação ao nível do mar (Alt.) e o período anual de cada série temporal trabalhada (Período), estão apresentadas na Tabela 1, para estações da ANA, e na Tabela 2, para estações do INMET. Na Fig. 1 destacam-se as posições aproximadas das estações hidrológicas e meteorológicas cujos dados observados foram utilizados neste trabalho (estação do INMET, em letra e quadrado preto; estação da ANA, em número e círculo vermelho).

Tabela 1 – Relação das localidades com as estações medidoras da ANA.

#	Local	Estação	Código	Rio	Lat. (°)	Long. (°)	Período (anos)
1	Alto Parnaíba (MA)	Alto Parnaíba	34020000	Parnaíba	-9,11	-45,93	1966-2017
2	Ribeiro Gonçalves (PI)	Ribeiro Gonçalves	34060000	Parnaíba	-7,57	-45,25	1966-2017
3	Uruçuí (PI)	Sítio do Velho	34070000	Parnaíba	-7,38	-44,83	1969-2017
4	Uruçuí (PI)	Fazenda Bandeira	34090000	Uruçuí Preto	-7,39	-44,61	1973-2017
5	Balsas (MA)	Balsas	34130000	das Balsas	-7,53	-46,04	1966-2017
6	São Félix das Balsas (MA)	São Félix das Balsas	34170000	das Balsas	-7,08	-44,81	1973-2017
7	Cristino Castro (PI)	Cristino Castro II	34251000	Gurguéia	-8,79	-44,21	1975-2017
8	Jerumenha (PI)	Barra do Lance	34270000	Gurguéia	-7,25	-43,64	1973-2017
9	Barão de Grajaú (MA)	Barão de Grajaú	34311000	Parnaíba	-6,76	-43,03	1983-2017
10	Francisco Ayres (PI)	Francisco Ayres	34600000	Canindé	-6,62	-42,70	1983-2017
11	Palmeirais (PI)	Fazenda Veneza	34660000	Parnaíba	-5,57	-43,02	1973-2017
12	Prata do Piauí (PI)	Prata do Piauí	34770000	Poti	-5,67	-42,21	1973-2017
13	Castelo do Piauí (PI)	Faz. Boa Esperança	34750000	Poti	-5,22	-41,74	1966-2017
14	Teresina (PI)	Fazenda Cantinho	34789000	Poti	-5,20	-42,70	1989-2017
15	Teresina (PI)	Teresina - CHESF	34690000	Parnaíba	-5,14	-42,81	1982-2017
16	Luzilândia (PI)	Luzilândia	34879500	Parnaíba	-3,45	-42,37	1982-2017
17	Esperantina (PI)	Esperantina	34940000	Longá	-3,90	-42,23	1973-2017
18	São José do Divino (PI)	Tinguis	34980000	Longá	-3,72	-41,97	1973-2017

Torna-se relevante destacar que o banco de dados do INMET não disponibiliza a *T-Méd.* Assim, calculou-se essa variável como a média aritmética diária entre as temperaturas mínima e máxima, obtendo-se o valor diário da *T-Méd.* As séries submetidas à análise de tendência são a média mensal da *T-Méd.*, calculada por meio da média aritmética da *T-Méd.* diária para cada mês de

cada estação do ano, e o total mensal de *Prec.*, calculado por meio da soma da *Prec.* diária para cada mês para cada estação do ano. Foi adotada, para cada estação do ano, a seguinte notação: MAM (março, abril e maio) para o outono, JJA (junho, julho e agosto) para o inverno, SON (setembro, outubro e novembro) para a primavera e DJF (dezembro, janeiro e fevereiro) para o verão.

Tabela 2 – Relação das localidades com as estações medidoras do INMET.

#	Local	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Alt. (m)	Período (anos)
A	Alto Parnaíba (MA)	82970	-9,10	-45,93	285,05	1977-2017
B	Bacabal (MA)	82460	-4,21	-44,76	25,07	1976-2017
C	Balsas (MA)	82768	-7,53	-46,03	259,38	1977-2017
D	Barra do Corda (MA)	82571	-5,50	-45,23	153,00	1983-2017
E	Carolina (MA)	82765	-7,33	-47,46	192,83	1969-2017
F	Caxias (MA)	82476	-4,86	-43,35	103,56	1961-2017
G	Chapadinha (MA)	82382	-3,73	-43,35	103,50	1978-2017
H	Colinas (MA)	82676	-6,03	-44,25	179,75	1976-2017
I	Imperatriz (MA)	82564	-5,53	-47,48	123,30	1976-2017
J	São Luís (MA)	82280	2,53	-44,21	50,86	1971-2017
K	Turiaçu (MA)	82198	-1,56	-45,36	44,06	1976-2017
L	Zé Doca (MA)	82376	-3,26	-45,65	45,28	1976-2017
M	Bom Jesus do Piauí (PI)	82975	-9,10	-44,11	331,74	1971-2017
N	Caldeirão (PI)	82474	-4,28	-41,80	160,00	1992-2017
O	Caracol (PI)	82976	-9,28	-43,33	522,77	1992-2017
P	Esperantina (PI)	82298	-3,90	-42,25	87,605	1992-2017
Q	Floriano (PI)	82678	-6,76	-43,01	123,27	1992-2017
R	Luzilândia (PI)	82296	-3,41	-42,28	49,00	1994-2017
S	Paulistana (PI)	82882	-8,13	-41,13	374,22	1994-2017
T	Picos (PI)	82780	-7,03	-41,48	207,93	1994-2017
U	Piripiri (PI)	82480	-4,26	-41,78	161,12	1994-2017
V	São João do Piauí (PI)	82879	-8,35	-42,25	235,33	1995-2017
W	Teresina (PI)	82578	-5,08	-42,81	74,81	1993-2017
X	Vale do Gurguéia (PI)	82870	-8,41	-43,71	265,00	1995-2017

Vale salientar que no caso de falhas nas observações diárias de uma determinada série temporal, seja climática (a temperatura ou a precipitação) ou hidrológica (a vazão), optou-se pela utilização do cálculo da média com grau três, isto é, calculando a média dos três dias anteriores ou posteriores, se os mesmos também não apresentassem erros. Em falhas superiores a três dias, realizou-se uma média entre os três mesmos meses de anos anteriores ou posteriores. Portanto, após essas verificações decidiu-se trabalhar com dados mensais de cada série temporal.

Conforme descrito no artigo dos cientistas Alexandre e colaboradores, quando são realizados os testes estatísticos, três tipos de suposições são comuns, dependendo de cada caso específico, quais sejam: a especificação da forma da distribuição, as hipóteses de homogeneidade e a independência dos dados (ALEXANDRE et al., 2010). De forma análoga, foram feitas as análises das falhas de três anos ou mais, e nessa situação foram eliminados os dados anteriores às falhas, restando uma série de período menor do que a original, porém com maior consistên-

cia nos dados a serem tratados estatisticamente. No entanto, esses procedimentos não foram aplicados às observações de precipitações, em particular nos períodos úmidos. Dessa maneira, cada localidade tratada apresentou um período de estudo diferenciado, como fica evidenciado na última coluna das Tabelas 1 e 2.

De posse dos dados observados, os mesmos foram organizados e tratados em planilhas do aplicativo *Microsoft Office Excel*, o que possibilitou a realização dos cálculos visando detectar a ocorrência de uma tendência e a variabilidade dos parâmetros hidroclimáticos de interesse, além da geração de gráficos e a realização de análises estatísticas acuradas.

3.2 Testes estatísticos utilizados

De acordo com Naghettini e Pinto (2007), os testes estatísticos podem ser classificados em paramétricos e não paramétricos. Torna-se relevante destacar que os referidos dados são abrigados digitalmente, segundo as normas técnicas internacionais da Organização Meteorológica Mundial (OMM) referentes às séries temporais das redes de estações medidoras. Como destacado pela OMM na sua Nota Técnica no 81, os Testes de Mann-Kendall e de Pettitt são recomendados para análises de variabilidades e aferição de tendência (THOM, 1971). Os dois testes não paramétricos descritos a seguir são os melhores procedimentos de análise em séries temporais, visto que possuem um maior embasamento estatístico para modelos teóricos de descrições climáticas e hidrológicas (SANSIGOLO e NERY, 2000). Utilizam-se os testes de Pettitt e de Mann-Kendall combinados, isto é, realizando análises gráficas e numéricas em conjunto, para que se possa identificar e localizar quando uma possível tendência na série temporal passou a existir (PENEREIRO et al., 2016).

Por serem os testes não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt os que possuem maiores embasamentos matemáticos e estatísticos (SANSIGOLO; KAYANO, 2010), dependendo do comportamento das curvas estatísticas obtidas é possível observar gráficos com formatos diferentes, devido à distribuição das medições realizadas pelas estações medidoras (INMET e ANA). Como será verificado mais adiante, no presente trabalho optou-se por apresentar os resultados obtidos na aplicação desses testes, cujas formulações são descritas sucintamente a seguir.

3.2.1 Testes de Mann-Kendall

O teste não paramétrico de Mann-Kendall é utilizado para avaliar a significância de uma tendência (SNEYERS, 1975). Nesse teste considera-se que, na hipótese de estabilidade de uma série, a sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples). Assim, como descreveu Moraes et al. (1995), considerando uma série temporal Y_i com N termos, sendo $1 \leq i \leq N$, o procedimento consiste em realizar a soma t_n do número de termos m_i da série, relativo ao valor Y_i cujos termos precedentes ($j < i$) são inferiores ao mesmo ($Y_j < Y_i$). Para séries com grande número de termos (N), sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância dada, segundo Back (2001), respectivamente pelas Eq. 1 e 2:

$$E(t_n) = \frac{N(N-1)}{4} \quad (1)$$

$$Var(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72} \quad (2)$$

Testando a significância estatística de t_n para a hipótese nula, usando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística U_{t_n} , fornecida pela Eq. 3 (BACK, 2001):

$$U(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{Var(t_n)}} \quad (3)$$

O valor da probabilidade α_1 é calculado por meio de uma tabela de distribuição normal reduzida, de forma que $\alpha_1 = prob(|U| > |U(t_n)|)$. Sendo o nível de significância do teste, a hipótese nula é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$. Caso a hipótese nula seja rejeitada, implicará a existência de tendência significativa, com o sinal da estatística $U(t_n)$ indicando se a tendência é decrescente ($U(t_n) < 0$) ou então crescente ($U(t_n) > 0$).

O ponto de início de uma mudança na série pode ser estimado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. Assim, no sentido inverso da série temporal original, ao partir do valor $i = N$ até $i = 1$, gera-se a estatística inversa $U^*(t_n)$. A intersecção das duas curvas estatísticas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ corresponde ao ponto aproximado de mudança de tendência. Entretanto, isso só é significativo caso este ponto ocorra dentro do intervalo de significância bilateral, isto é, entre $-1,65$ e $+1,96$, correspondentes a $\alpha_0 = 10\%$ e $\alpha_0 = 5\%$, respectivamente (BACK, 2001).

3.2.2 Testes de Pettitt

No teste de Pettitt o procedimento adotado verifica se duas amostras Y_1, Y_2, \dots, Y_t e $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_T$ são provenientes de populações idênticas (PETTITT, 1979). A estatística $u_{(t,T)}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda amostra, o que, de acordo com Moraes et al. (1995), pode ser descrito por meio da Eq. 4:

$$u_{(t,T)} = u_{(t-1,T)} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_i - Y_j); \quad t = 2, \dots, T \quad (4)$$

na qual: $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$ e $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A partir dessa prerrogativa, a estatística $u_{(t,T)}$ é então calculada para valores de $1 \leq t \leq T$. Na sequência, obtém-se a estatística $K(t)$ calculando o máximo valor absoluto de $u_{(t,T)}$. É a estatística $K(t)$ que possibilita localizar o ponto t em que houve a mudança brusca na média da série temporal, sendo que sua significância pode ser avaliada pela Eq. 5:

$$p \cong 2 \cdot e^{\left(\frac{-6 \cdot K(t)^2}{(T^3 - T^2)}\right)} \quad (5)$$

O ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de t ocorre para o máximo (ou mínimo) valor de $K(t)$, obtido por meio da inversão da equação anterior, o que resulta na Eq. 6:

$$K_{crit.} = \pm \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right) \cdot (T^3 + T^2)}{6}} \quad (6)$$

Nesse teste, os níveis de significância da mudança foram calculados para 5% e 10% do valor de K_{crit} (BACK, 2001).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

No presente trabalho optou-se por apresentar alguns resultados em formato gráfico, onde se evidenciam as tendências positiva, negativa ou neutra das variáveis vazão, temperatura e precipitação. Além disso, os resultados são representados por tabelas e também por mapas onde se visualizam as quantidades de tendências e são

resumidas as informações obtidas de todas as análises estatísticas de cada variável hidrológica e climatológica do levantamento realizado. Esses resultados passam a ser discutidos e analisados para as variáveis hidroclimáticas tratadas nesta pesquisa, como consequência da aplicação dos testes estatísticos discutidos anteriormente.

4.1 Tendências inferidas ou não pelos testes não paramétricos

Formas gráficas dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt foram obtidas para *T-méd.*, *Prec.* e *Vaz.* de todas as localidades abordadas na Fig. 1 para as quatro estações do ano. A título de exemplificação, foram selecionados apenas alguns gráficos dos testes estatísticos aplicados, conforme Figs. 2 e 3. Observa-se, por meio dos gráficos contidos nessas figuras, diferentes comportamentos das curvas estatísticas que determinam a presença ou ausência de tendência nas variáveis *T-Méd.* e *Prec.* e na variável *Vaz.* Esses gráficos apresentam linhas horizontais tracejadas e pontilhadas que indicam os intervalos (para o teste de Mann-Kendall) e os níveis de confiança (para o teste de Pettitt) de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$, respectivamente.

No teste de Mann-Kendall, uma tendência é dita significativa quando os valores absolutos de $U(t_n)$ são maiores que os intervalos de confiança e o início dessa tendência pode ser identificado pela intersecção das curvas $U(t_n)$ (em traçado contínuo) e $U^*(t_n)$ (em traçado pontilhado), representadas na parte esquerda dos gráficos das Figs. 2 e 3. Porém isso deve ocorrer dentro dos valores críticos dos intervalos de confiança, caso contrário assume-se a não ocorrência de tendência significativa (SNEYERS, 1975). Além disso, no teste de Pettitt, cujos exemplos estão apresentados na parte direita dos gráficos das mesmas figuras, como dito antes, o ponto de mudança brusca de $K(t)$, tomado em módulo, ocorre quando este for maior que os limites

críticos estabelecidos de 5% e 10% para os níveis de confiança. Porém essa condição deixa de ser verdadeira quando os valores que estão em seguida ao valor crítico oscilam em intervalos próximos ao valor máximo. Nessa situação, o último valor do intervalo de oscilação indica o ponto de início da tendência (PETTITT, 1979).

Para os dois testes utilizou-se a seguinte convenção: tendência positiva confirmada entre 5% e 10% dos níveis dos intervalos de confiança (+) (+); acima de 10% do nível do intervalo de confiança (+) e, de maneira análoga, (-)(-) e (-) para tendência negativa confirmada. Caso não houvesse condições de confirmar tendência o sinal (?) foi adotado.

Na sequência são apresentados e analisados na Fig. 2 os casos dos comportamentos inferidos para os dados de uma série climática de *T-Méd.* na cidade de Colinas (MA) e de uma série hidrológica de *Vaz.* na cidade de Teresina (PI).

Ao analisar o comportamento da *T-Méd.* medida em Colinas, os testes de Mann-Kendall e Pettitt, mostrados respectivamente nos gráficos das Figs. 2a e 2b, confirmam o registro de tendência positiva (+)(+) a partir de 1997 durante a estação de outono (MAM). Isso se justifica porque ocorreu o cruzamento das curvas estatísticas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ entre os intervalos de confiança em 2000 (Fig. 2a). Não obstante, o ponto de mudança brusca da curva $K(t)$ cruzou os limites críticos estabelecidos de 5% e 10% com K_{crit} em 1997 (Fig. 2b).

Em que pese essas datas estarem defasadas em três anos uma da outra, optou-se por confirmar que existe tendência positiva nessa série temporal a partir de 1997. A data inferida pelo teste de Pettitt foi considerada por ser o método estatístico mais bem elaborado para a definição de data de ocorrência de tendência (PENEREIRO et al., 2016). Vale lembrar que os tipos de comportamento revelados nas Fig. 2 e 3, seja para

os casos de $T\text{-Méd.}$, $Prec.$ e $Vaz.$, com tendência positiva ou negativa confirmada, ou ainda com tendência não confirmada, podem ocorrer du-

rante qualquer uma das quatro estações do ano (outono -MAM, inverno -JJA, primavera -SON e verão -DJF).

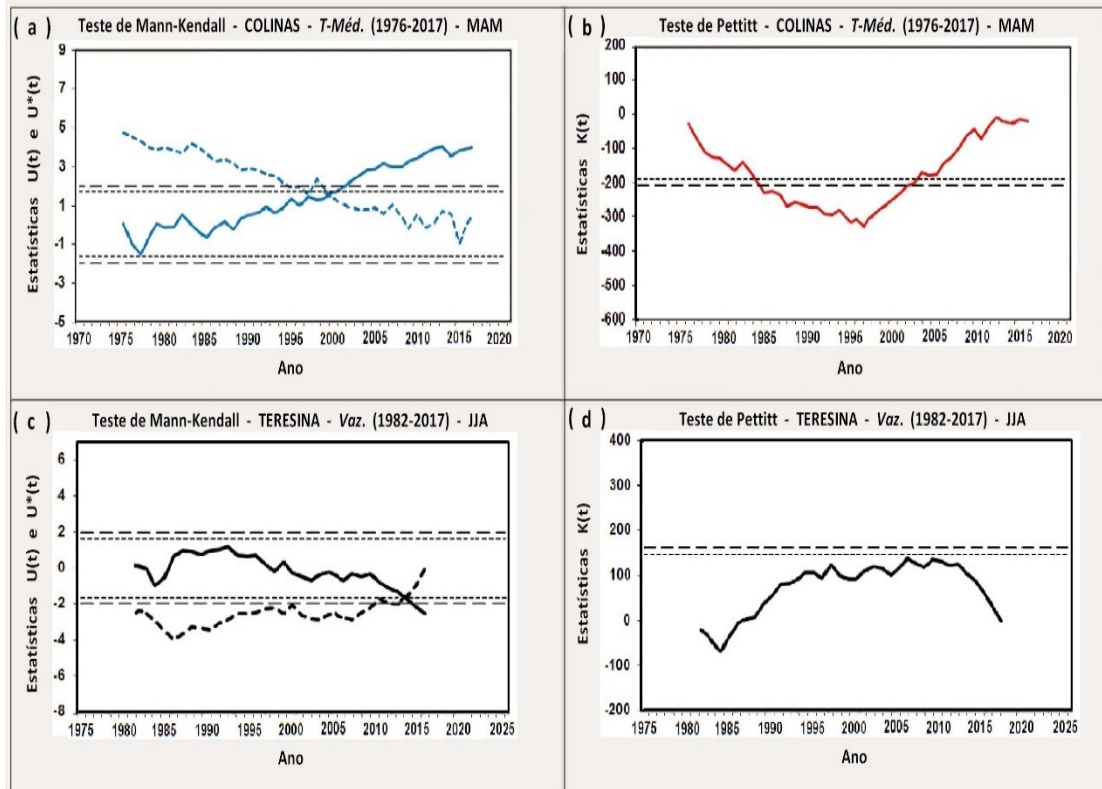


Figura 2 – Resultados gráficos dos testes de Mann-Kendall (à esquerda) e de Pettitt (à direita), respectivamente, para as medidas de: (a) e (b) $T\text{-Méd.}$ no outono em Colinas; (c) e (d) $Vaz.$ no inverno em Teresina.

O comportamento da $Vaz.$ medido na cidade de Teresina, mostrado nos gráficos das Figs. 2c e 2d, revelou uma ausência de tendência durante a estação do inverno (JJA). Considerou-se isso porque, ao analisar os referidos gráficos, constata-se que, apesar de haver cruzamentos das curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ do teste de Mann-Kendall entre os intervalos de confiança na data de 2014, a curva $K(t)$ do teste de Pettitt em nenhum momento cruzou um dos dois níveis de confiança, descartando a possibilidade de tendência para aquela localidade piauiense.

Na Fig. 3 são apresentados e analisados casos de comportamentos inferidos para os dados observados da série climática de $Prec.$ na cidade de

Turiaçu (MA) e da série hidrológica de $Vaz.$ na cidade de Luzilândia (PI).

Os mesmos testes não paramétricos aplicados à série de $Prec.$ em Turiaçu, durante a estação da primavera (SON), não confirmaram tendência significativa. Isso pode ser justificado por meio dos gráficos das Figs. 3a e 3b. Neste caso, percebe-se que ocorreram vários cruzamentos das curvas do teste de Mann-Kendall entre os intervalos de confiança e, adicionalmente, a curva $K(t)$ de Pettitt em nenhum momento cruzou os limites críticos de 5% e 10% que estabelecem os níveis de confiança. Desta maneira, fica descartada qualquer possibili-

dade de tendência dessa série temporal climática naquela localidade durante a primavera.

Os gráficos das Figs. 3c e 3d revelam os mesmos testes estatísticos para os dados observados da série de Vaz. medida em Luzilândia durante a estação do verão (DJF). No gráfico da esquerda (Fig. 3c) é mostrado o comportamento do teste de Mann-Kendall indicando cruzamentos das curvas estatísticas entre os intervalos de confianças, sendo que um des-

ses cruzamentos, durante o aumento dos valores de $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, ocorreu em 2004. Adicionalmente, a curva da estatística $K(t)$ no teste de Pettitt também cruzou os níveis de confiança de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$ do valor calculado para K_{crit} , confirmando a ocorrência da “quebra” na série temporal em 2004. Com isso, fica confirmado que durante a estação do verão, a vazão média (Vaz.) medida neste local possui uma tendência negativa (-)(-) partir de 2004.

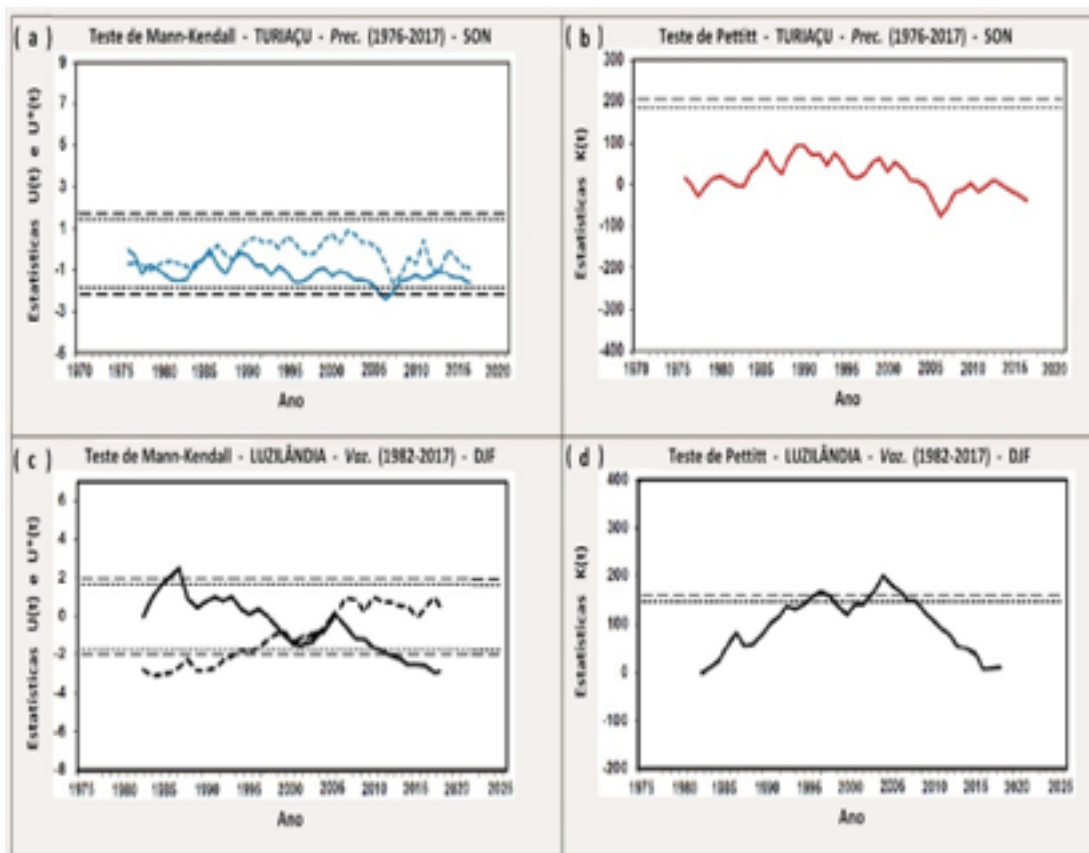


Figura 3 – Resultados gráficos dos testes de Mann-Kendall (à esquerda) e de Pettitt (à direita), respectivamente, para as medidas de Prec.: (a) e (b) na primavera em Turiaçu, e (c) e (d) no verão em Luzilândia.

As Tabelas 3 e 4 apresentam, para as quatro estações do ano, os resultados dos testes estatísticos aplicados para as localidades abordadas na bacia do Parnaíba. Nessas tabelas adotou-se a convenção de sinais discutida anteriormente. Destaca-se na Tabela 3 o número de localidades que registraram tendência de aumento na

T-Méd. nas quatro estações. No caso da *Prec.*, a mesma tabela indica que a quantidade de locais com ausência de tendência significativa, ao longo das quatro estações do ano, é maior que as tendências com aumento ou diminuição dessa grandeza climática.

Constatou-se também que tanto para a *T-Méd.* como para a *Prec.* em todas as estações do ano, a quantidade de localidades que acusaram au-

sência de tendência é superior àquelas localidades com tendência significativa.

Tabela 3 - Resultados das análises dos dados pelos testes não paramétricos inferidos para as variáveis climáticas *T-Méd.* e *Prec.* medidas pelo INMET, em cada estação do ano.

#	Cidade	Série	MAM	JJA	SON	DJF
A	Alto Parnaíba (MA)	T-Méd.	(+)(+)1997	(?)	(?)	(?)
		(1977-2017)	(+)(+)2003	(?)	(?)	(?)
B	Bacabal (MA)	T-Méd.	(+)(+)1997	(?)	(+)(+)1997	(+)(+)1998
		(1976-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
C	Balsas (MA)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)1997
		(1977-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
D	Barra do Corda (MA)	T-Méd.	(+)(+)2001	(?)	(+)(+)2000	(+)(+)2001
		(1983-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
E	Carolina (MA)	T-Méd.	(+)(+)1989	(?)	(?)	(?)
		(1969-2017)	(?)	(-)1979	(-)(-)1988	(+)1993
F	Caxias (MA)	T-Méd.	(?)	(+)(+)1995	(?)	(?)
		(1961-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
G	Chapadinha (MA)	T-Méd.	(?)	(+)(+)1991	(+)(+)1991	(?)
		(1978-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
H	Colinas (MA)	T-Méd.	(+)(+)1997	(+)(+)1997	(+)(+)1996	(+)(+)1990
		(1976-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
I	Imperatriz (MA)	T-Méd.	(?)	(+)(+)1997	(+)(+)1993	(+)(+)1989
		(1976-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
J	São Luís (MA)	T-Méd.	(+)(+)1991	(?)	(?)	(?)
		(1971-2017)	(?)	(?)	(-)(-)1990	(?)
K	Turiaçu (MA)	T-Méd.	(+)(+)1990	(+)(+)1990	(+)(+)1990	(+)(+)1991
		(1976-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
L	Zé Doca (MA)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)1991
		(1976-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
M	Bom Jesus do Piauí (PI)	T-Méd.	(+)(+)1987	(+)1983	(?)	(?)
		(1971-2017)	(?)	(?)	(-)(-)1997	(?)
N	Caldeirão (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(?)
		(1992-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
O	Caracol (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(+)2000	(+)(+)2002
		(1992-2017)	(?)	(?)	(-)2000	(?)
P	Esperantina (PI)	T-Méd.	(+)1996	(?)	(?)	(?)
		(1992-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
Q	Floriano (PI)	T-Méd.	(+)(+)2000	(?)	(+)(+)2001	(+)(+)2000
		(1992-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
R	Luzilândia (PI)	T-Méd.	(+)(+)2000	(+)(+)2000	(+)1999	(+)(+)2001
		(1994-2017)	(-)2009	(?)	(?)	(?)
S	Paulistana (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)2004
		(1994-2017)	(?)	(?)	(-)2000	(?)
T	Picos (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)2002
		(1994-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
U	Piripiri (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)2004
		(1994-2017)	(?)	(?)	(-)1999	(-)2004
V	São João do Piauí (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(+)1999	(+)(+)2003
		(1995-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
W	Teresina (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)2001
		(1993-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
X	Vale do Gurguéia (PI)	T-Méd.	(?)	(?)	(+)(+)2004	(+)(+)2003
		(1995-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)

No caso dos dados das medidas de *Vaz.*, a Tabela 4 indica o elevado número de localidades que registraram ausência de tendência significativa dessa variável hidrológica nas quatro estações do ano. Constata-se nessa tabela que

a quantidade de locais com diminuição é maior que dos locais com aumento de tendência. Por sinal, foi registrado o aumento dessa grandeza hidrológica somente em Francisco Ayres, no verão de 1993.

Tabela 4 - Resultados das análises dos dados pelos testes não paramétricos medidos para o índice de vazão (*Vaz.*) em estações medidoras da ANA em cada estação do ano.

#	Estação	MAM	JJA	SON	DJF
1	Alto Parnaíba (MA) (1966-2017)	(?)	(?)	(-)(-)2000	(?)
2	Ribeiro Gonçalves (PI) (1966-2017)	(?)	(-)2009	(-)(-)2000	(-)(-)2005
3	Uruçuí (PI) (1969-2017)	(?)	(-)(-)1992	(-)(-)2001	(-)2005
4	Uruçuí (PI) (1973-2017)	(?)	(-)(-)2001	(-)(-)2002	(-)(-)2005
5	Balsas (MA) (1966-2017)	(?)	(-)1989	(-)(-)1987	(?)
6	São Félix das Balsas (MA) (1973-2017)	(-)(-)1989	(-)(-)1989	(-)(-)1990	(?)
7	Cristino Castro (PI) (1975-2017)	(?)	(?)	(-)(-)2000	(-)(-)2005
8	Jerumenha (PI) (1973-2017)	(-)2008	(-)2009	(-)(-)2000	(-)(-)2005
9	Barão de Grajaú (MA) (1983-2017)	(?)	(?)	(-)2009	(-)(-)2004
10	Francisco Ayres (PI) (1983-2017)	(?)	(?)	(?)	(+)(+)1993
11	Palmeirais (PI) (1973-2017)	(-)(-)1989	(?)	(-)(-)1989	(-)(-)1992
12	Prata do Piauí (PI) (1973-2017)	(?)	(-)(-)1996	(-)(-)1999	(?)
13	Castelo do Piauí (PI) (1966-2017)	(-)(-)1989	(-)1989	(-)(-)1990	(?)
14	Teresina (PI) (1989-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
15	Teresina (PI) (1982-2017)	(?)	(?)	(-)2006	(-)(-)2005
16	Luzilândia (PI) (1982-2017)	(?)	(?)	(?)	(-)(-)2004
17	Esperantina (PI) (1973-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)
18	São José do Divino (PI) (1973-2017)	(?)	(?)	(?)	(?)

4.2 Mapas de tendências hidroclimáticas

Como foram tratadas neste levantamento hidroclimático um total de 264 séries temporais, a quantidade de informações numéricas é muito grande. Neste contexto, optou-se por elaborar mapas das distribuições espaciais de tendên-

cias dos parâmetros *T-Méd.*, *Prec.* e *Vaz.* na região da bacia hidrográfica do rio Parnaíba, mostrados e discutidos a seguir, visando analisar de maneira conjunta os resultados encontrados pela aplicação dos testes estatísticos nas séries temporais hidroclimáticas das localidades tratadas neste levantamento.

Esses mapas, apresentados nas Figs. 4, 5, 6 e 7, correspondem às três grandezas trabalhadas neste estudo (*T-Méd.*, *Prec.* e *Vaz.*) ao longo das quatro estações do ano (MAM, JJA, SON e DJF). Deve-se constatar que nos mapas das referidas figuras existem algumas localidades onde se encontram as estações medidoras do INMET (em cor azul) e da ANA (em cor verde) com tendências crescentes e decrescentes nos níveis de significâncias avaliados (5% e 10%). Isso está contido na legenda apresentada na parte inferior, ao lado direito, de cada uma das figuras.

4.2.1 Mapas do outono (MAM)

A Fig. 4a mostra a situação para a *T-Méd.*, durante a estação MAM, revelando que dos 12 municípios avaliados no estado do Maranhão, 7 (29,17% de todas localidades avaliadas com dados observados pelo INMET) registraram tendência (+)(+) e em 5 (20,83%) não houve evidência de tendência. Entretanto, dos 12 municípios no estado do Piauí, 4 (16,67%) acusaram tendência positiva (+) e (+)(+), enquanto 8 (33,33%) não registraram tendência.

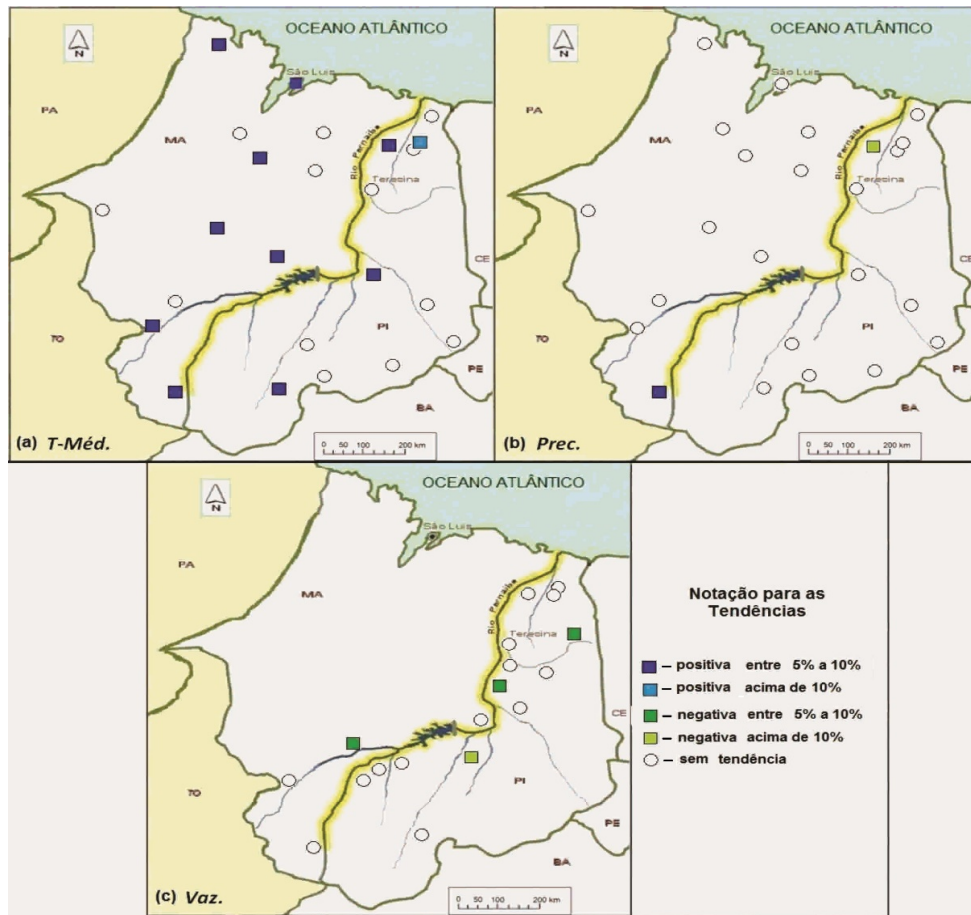


Figura 4 - Distribuição de tendências ao longo da bacia do Parnaíba, como resultado dos testes não paramétricos para: (a) *T-Méd.*; (b) *Prec.* e (c) *Vaz.* durante o outono (MAM).

Com relação à *Prec.*, a Fig. 4b mostra que em apenas 1 local maranhense (4,17%) houve evidência de tendência positiva com significância (+)(+) e as outras 11 restantes (45,83%) não acusaram tendência signifi-

cativa. No entanto, o local piauiense revelou também que em apenas 1 local (4,17%) houve tendência negativa com significância (-), sendo que os 11 locais restantes (45,83%) não apresentaram tendência.

No que tange às medidas hidrológicas para os índices de vazão na bacia do rio Parnaíba durante o outono, a distribuição de tendências inferidas revela-se bem diferente das medidas climáticas (Fig. 4c). Isso ocorre principalmente devido ao fato de grande parte dos rios no estado do Maranhão não serem afluentes do rio Parnaíba e devido à ausência de dados tratados nas localidades maranhenses, visto que, apesar de haver um bom número de estações medidoras neste estado, os dados coletados possuem muitas falhas nas medições. Certamente, o ideal seria ter todas as séries temporais. Porém em algumas estações medidoras foram identificadas falhas nos dados que, segundo Pickering et al. (1994), podem ter acontecido devido à quebra do equipamento ou ausência do responsável pela medição, erros na calibração de instrumentos, medidas eliminadas por conta e equívoco na leitura, além da mudança de localização das estações ou

na exposição dos aparelhos medidores. A Fig. 4c revela que das 18 estações medidoras da ANA em apenas 4 (22,22%) foram registradas tendências negativas nas séries de Vaz. durante o outono. São elas: São Félix das Balsas (no Maranhão), com índice (-)(-) a partir de 1989; Palmeirais, Castelo do Piauí, com índice (-)(-) também em 1989, e Jerumenha com índice (-) em 2008 (essas localidades no Piauí), como mostrado na Fig. 3c.

4.2.2 Mapas do inverno (JJA)

Para a estação JJA, a Fig. 5a revela que para a *T-Méd.* no estado do Maranhão 5 localidades (20,83%) registraram tendência positiva, nenhum local acusou tendência negativa e 7 (29,17%) não acusaram tendência. Já no estado do Piauí 2 localidades (8,33%) registraram tendência positiva, também nenhuma acusou tendência negativa, enquanto 10 locais (41,67%) não acusaram tendência.

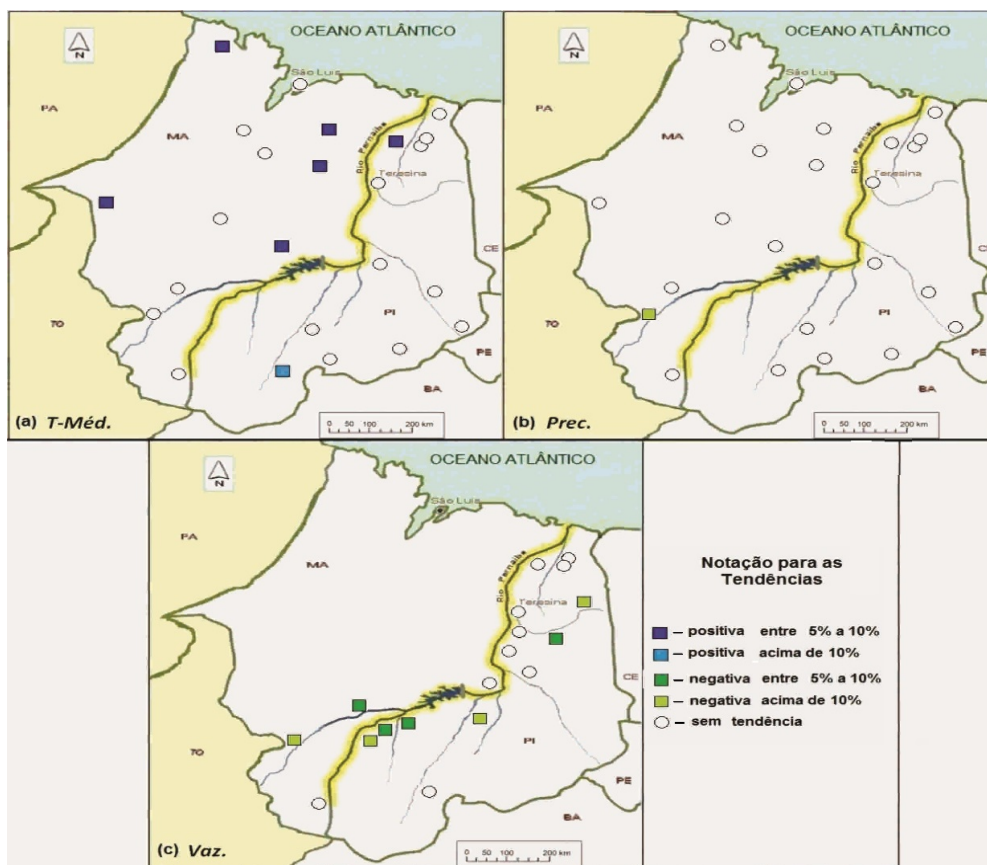


Figura 5 - Distribuição de tendências ao longo da bacia do Parnaíba, como resultado dos testes não paramétricos para: (a) *T-Méd.*; (b) *Prec.* e (c) *Vaz.* durante o inverno (JJA).

Com relação à *Prec.*, verifica-se na Fig. 5b que apenas 1 localidade (4,17%), o município de Coralina no estado do Maranhão, apresentou tendência negativa com índice (-) em 1979. Todas as outras localidades aqui tratadas dos estados do Maranhão e Piauí não acusaram diminuições de tendências. Por essa razão, foi observada em 23 locais (95,83%) ausência de tendência significativa no índice de chuva durante o inverno.

Quanto aos índices de vazão na bacia do rio Parnaíba durante o inverno, a distribuição de tendências mostrada no mapa da Fig. 5c revela a distribuição de 10 localidades da ANA (55,56%) sem tendência nos estados do Piauí (7 locais) e Maranhão (3 locais). Nenhuma tendência positiva de *Vaz.* foi identificada em ambos os estados. Com relação à ocorrência de tendência negativa,

o mapa da Fig. 5c mostra que, das 18 estações medidoras da ANA, foram inferidas 8 localidades, sendo 6 (33,33%) contidas no estado do Piauí e 2 (11,11%) no Maranhão.

4.2.3 Mapas da primavera (SON)

No mapa da Fig. 6a observou-se para a *T-Méd.*, durante a estação SON, um total de 11 localidades (45,83%) com tendência positiva, dos quais 6 encontram-se no estado do Maranhão e 5 no Piauí. Nenhuma ocorrência de tendência negativa foi identificada nesse período. Em relação à ausência de tendência na estação SON, 13 locais (54,17%) foram identificados, sendo que 7 encontram-se no estado do Piauí e 6 no Maranhão.

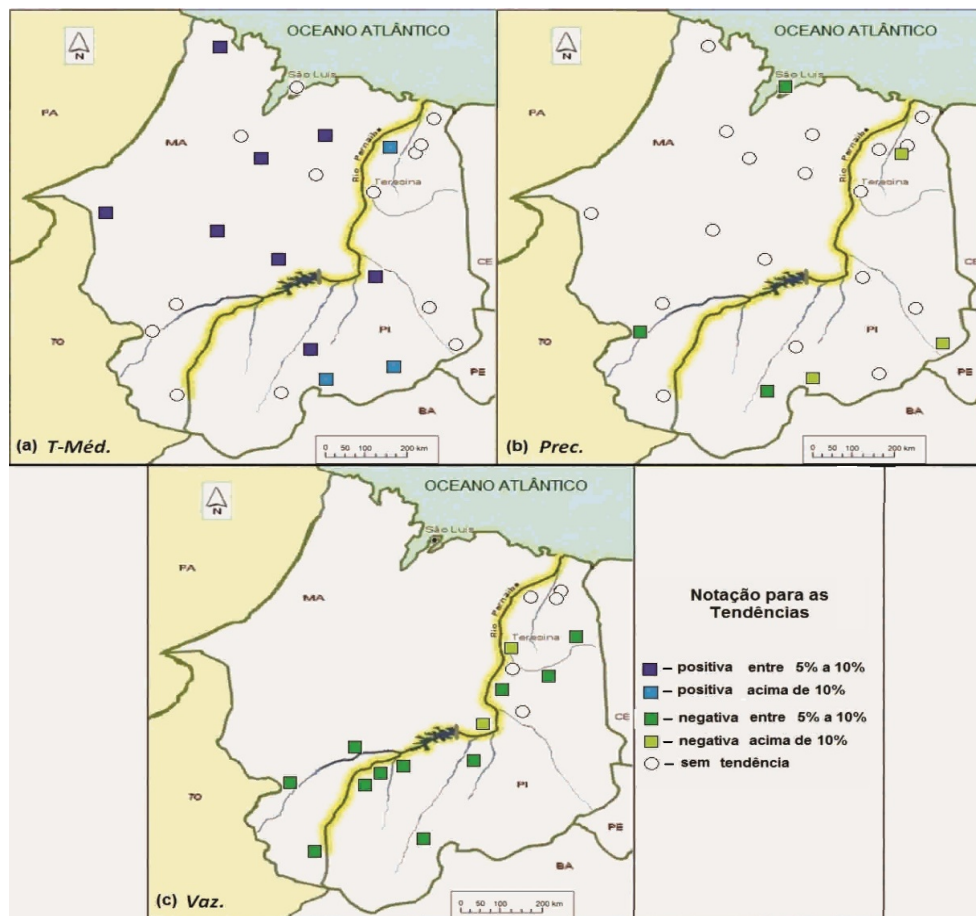


Figura 6 - Distribuição de tendências ao longo da bacia do Parnaíba, para: (a) *T-Méd.*; (b) *Prec.* e (c) *Vaz.* durante a primavera (SON).

No que concerne à *Prec.* durante a primavera, constata-se no mapa da Fig. 6b que 6 localidades (25,00%) apresentaram tendência negativa, sendo 2 no estado do Maranhão e 4 no Piauí. Em todas as outras localidades aqui abordadas não houve aumento de tendências. Devido a isso, foram diagnosticados 18 locais (75,00%) com ausência de tendência significativa no índice de chuva durante a primavera.

Com relação à *Vaz.* no período SON, verifica-se na Fig. 6c que 5 localidades (27,78%), sendo todas elas no estado do Piauí, não registraram tendência significativa. No entanto, 13 locais (72,22%) apresentaram tendência negativa, estando 4 locais contidos no estado do Maranhão

e 9 no Piauí. A referida figura ainda mostra que nenhuma tendência positiva foi inferida nessa época do ano (SON).

4.2.4 Mapas do verão (DJF)

Na estação DJF observou-se para a *T-Méd.*, mostrado no mapa da Fig. 7a, um total de 16 locais (66,67%) acusaram tendências positivas, sendo que 7 encontram-se no estado do Maranhão e 9 no Piauí. A referida figura também revela que nenhum local em estudo acusou tendência negativa, mas 8 localidades (33,33%) não acusaram tendência significativa, sendo 5 no estado do Maranhão e 3 no Piauí.

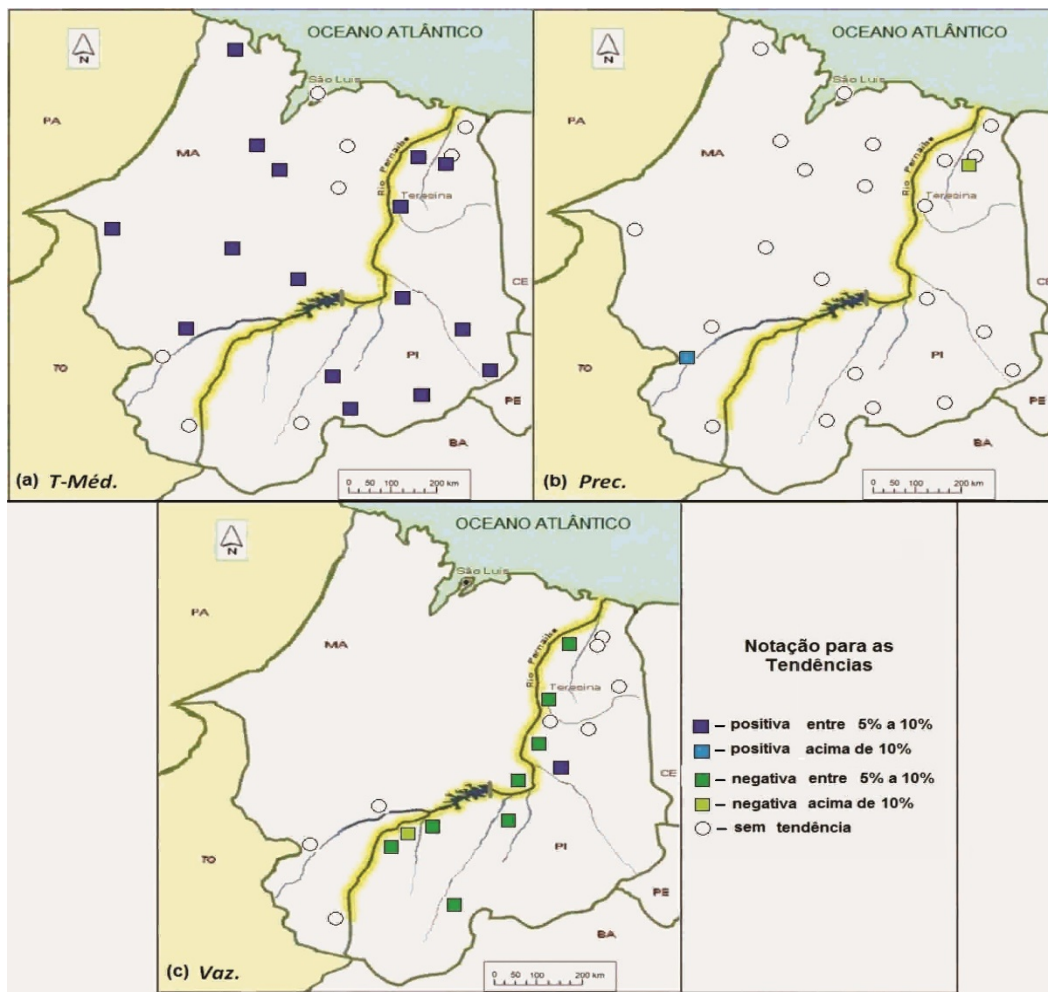


Figura 7 - Distribuição de tendências ao longo da bacia do Parnaíba para: (a) *T-Méd.*; (b) *Prec.* e (c) *Vaz.* durante o verão (DJF).

Quanto à *Prec.* durante a estação DJF, a Fig. 7b revela duas situações com tendências. Uma localidade (4,17%) de tendência positiva com índice (+) no estado do Maranhão, e outra localidade com tendência negativa com índice (-) no estado do Piauí. Logo, para o índice de chuva durante o verão foram identificadas ausências de tendência significativa em 22 locais (91,67%).

A respeito das medidas hidrológicas para os índices de vazão (*Vaz.*) observadas pela ANA, mostrado na Fig. 7c para a bacia do rio Parnaíba durante o verão, acusou 10 tendências significativas sendo: sendo 1 localidade (5,56%) com tendência positiva no estado do Piauí e 9 localidades (50,00%) com tendência negativa, estando 1 (5,56%) localizada no estado do Maranhão e 8 (44,44%) no Piauí. Dos 8 locais sem registro de tendência significativa, 3 (16,67%) estão no estado do Maranhão e 5 (27,78%) encontram-se no Piauí.

Como é possível perceber em todos os mapas das Figs. 4, 5, 6 e 7, além dos dados contidos nas Tabelas 3 e 4, o mapeamento das vazões revela-se bem diferente nas quatro estações do ano tratadas neste estudo. De fato, ao analisar as distribuições de tendências para as medidas da vazão na bacia do Parnaíba, constata-se uma ausência do aumento e uma elevação na diminuição de tendências no índice desse parâmetro hidrológico em todos os períodos estudados. Possivelmente isso esteja relacionado à regularização dos níveis de vazão ao longo das estações do ano, visto que a precipitação é menos intensa principalmente em SON (Fig. 6).

Nos meses de elevada precipitação, mesmo com aumento de vazão, ocorre acúmulo de água em determinados reservatórios. No período de baixos índices pluviométricos, a vazão é reduzida, permitindo manter, eventualmente, o nível da água em cota elevada. Assim, no reservatório

ocorre um característico período de acúmulo e outro de liberação de água. Segundo o relatório de Estudo de Impacto Ambiental (EIA) do Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA), as baixas vazões específicas do rio Parnaíba foram observadas à jusante da Usina Hidrelétrica de Boa Esperança. Neste local, também denominado Usina Marechal Humberto de Alencar Castelo Branco, as reduzidas vazões se devem aos reduzidos deflúvios dos cursos tributários da margem direita e proveniente da região do semiárido da bacia. É nesta região que as chuvas são escassas e os solos não propiciam armazenamento de água, conferindo em alguns casos um regime de vazão intermitente (IBAMA, 2009).

Por meio dos dados técnicos extraídos neste levantamento, apresentados nas Tabelas 3 e 4 e nos mapas das Figs. 4, 5, 6 e 7, julga-se que o clima regional ao longo da bacia do rio Parnaíba tenha se alterado com o tempo, culminando em maiores índices de temperaturas principalmente a partir do meados da década de 1990 e início do século XXI. Essas alterações parecem ter acarretado mudanças nos índices de *Prec.* e *Vaz.*, visto que para a *Prec.* foram poucas as localidades que acusaram tendências, mas para a *Vaz.* se evidenciou vários locais, próximos aos rios da bacia hidrológica estudada, com diminuição de tendência nas séries temporais trabalhadas. Esse decréscimo na vazão fez-se sentir principalmente a partir do final da década de 1990 e início do século XXI.

Pelos resultados apresentados anteriormente, ainda é difícil analisar e concluir o quanto as mudanças antropogênicas têm influenciado o clima nessa região hidrográfica brasileira. Além disso, a dificuldade de quantificação do papel de cada agente hidroclimático se dá pela deficiência de uma rede de estações medidoras, pela ausência de entendimento dos processos climáticos complexos e pelas limitações dos

modelos hidroclimáticos até então disponíveis. Em particular, a falta de medições de dados meteorológicos e hidrológicos de longo período no Brasil é um forte fator limitante à capacidade de diagnosticar e quantificar as influências dos diferentes agentes que atuam no clima e na hidrologia do território brasileiro.

É possível que essa redução das vazões possa também estar associada com o uso consuntivo da água, seja para fins de irrigação, abastecimento humano urbano, dessedentação animal, além dos abastecimentos industrial e rural. De qualquer maneira, essa diminuição no regime de vazões vem afetando negativamente as atividades das populações ribeirinhas, como a pesca, agricultura e navegação pluvial.

5 CONCLUSÕES

As análises exploratórias realizadas para as séries temporais sazonais dos parâmetros hidroclimáticos ao longo da região hidrográfica do Parnaíba revelaram que:

1. A temperatura média (*T-Méd.*) das quatro estações do ano foi a variável que registrou maior quantidade de tendência, principalmente de aumento, sendo os destaques a década de 1990 e o início do século XXI, quando foram identificados os maiores números de localidades, principalmente no verão (DJF). Poucas tendências negativas dessa variável climática foram registradas, sendo que a maioria se encontra na primavera (SON).

2. Para a precipitação pluvial total mensal (*Prec.*), algumas tendências negativas foram registradas nas quatro estações do ano, principalmente no início do século XXI. Poucas tendências positivas foram identificadas, destacando-se o início do século XXI durante as estações do inverno (JJA) e verão (DJF). Na maioria

das localidades avaliadas não ocorreu indícios de tendências, o que representou o elevado índice de 89,8% das estações meteorológicas do levantamento efetuado na bacia do Parnaíba.

3. Para vazão (*Vaz.*), a maior parte das localidades analisadas (78%) não apresentou tendências durante o outono (MAM). Em contrapartida, durante a primavera (SON) e o verão (DJF) foram identificadas tendências negativas em 72% e 50%, respectivamente, dos locais analisados. A única tendência positiva apresentada neste trabalho foi aferida em Francisco Ayres (PI) durante o verão (DJF). No inverno (JJA), 44% das localidades analisadas apresentaram tendência negativa. Para a vazão, a década de 1990 e o início do século XXI foram os períodos em que foram identificados os maiores números de localidades com tendências negativas e positivas.

A identificação de alterações nos comportamentos da temperatura média, da precipitação pluvial e da vazão, por meio das análises dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt, pode ser um instrumento eficiente nos estudos que visam análises de alterações hidroclimáticas.

Esses testes, adicionados aos estudos de modelagem numérica, podem ajudar a diminuir níveis de incertezas, permitindo um melhor conhecimento da dinâmica climática e hidrológica existente no Brasil.

6 CONTRIBUIÇÃO DOS AUTORES

Todos os autores contribuíram de forma igualitária.

7 REFERÊNCIAS

ALEXANDRE, G.R.; BAPTISTA, M.B.; NAGHETTINI, M. Estudo para identificação de tendências do regime pluvial na região metropolitana de Belo Horizonte a partir de métodos estatísticos.

Revista Brasileira de Recursos Hídricos, v. 15, n. 2, p. 115-126, 2010.

ANA. Agência Nacional de Águas. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil**. 2013. Disponível em: <<http://arquivos.ana.gov.br/imprensa/arquivos/Conjuntura2013.pdf>>. Acessado em: 26/10/2017.

ANA. Agência Nacional de Águas. **Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil: regiões hidrográficas brasileiras**. Edição Especial, Superintendência de Planejamento de Recursos Hídricos – SPR, Brasília-DF, ANA, 2015. Disponível em: <www.arquivos.ana.gov.br/institucional/spr/conjuntura/webSite_relatorio_Conjuntura_projeto/index.html>. Acessado em: 28/10/2017.

ANA. Agência Nacional de Águas. **Séries Históricas**. Disponível em: <<http://www.snirh.gov.br/hidroweb/HidroWeb.asp?ToCltem=1080&TipoReg=7&MostraCon=false&CriArq=false&TipoArq=1&SerieHist=true>>. Acessado em: 14/02/2018.

BACK, A.J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 5, p. 717-726, 2001.

GROPPO, J.D.; MORAES, J.M.; BEDUSCHI, C.E.; MARTINELLI, L.A. Análise de séries temporais de vazão e precipitação em algumas bacias do Estado de São Paulo com diferentes graus de intervenções antrópicas. **Geociências**, v. 24, n. 2, p. 181-193, 2005.

IBAMA. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. **Estudo de Impacto Ambiental – EIA. Aproveitamento Hidrelétrico de Uruçuí-Rio Parnaíba**, Volume IV, Dezembro de 2009, Avaliação Ambiental. Disponível em: <<http://docplayer.com.br/9673333-P-a-r-n-a-i-b-a-p-r-o-j-e-t-o-volume-iv-analise-integrada-impactos-prognosticos-e-planos-ambientais.html>>. Acessado em: 26/10/2017.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico de 2010**. Disponível em: <www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>. Acessado em: 02/05/2017.

INMET. Instituto Nacional de Meteorologia. **Banco de Dados para Pesquisa e Ensino - BDMEP**. Disponível em: <<http://inmet.gov.br>>. Acessado em: 22/01/2018.

IPCC-AR4. Intergovernmental Panel on Climate Change 2007. **Climate Change 2007: The Physical Science Basis**. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Solomon, S., et al. (eds.). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, 2007, 996 p. Disponível em: <www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_wg1_report_the_physical_science_basis.htm>. Acessado em: 04/11/2016.

IPCC-AR5. Intergovernmental Panel on Climate Change 2014: Summary for Policymakers. In: **Climate Change 2014: Impacts,**

Adaptation, and Vulnerability. Field, C.B., et al. (eds.). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, p. 1-32, 2014. Disponível em: <www.ipcc-wg2.gov/AR5/images/uploads/WG2AR5_SPM_FINAL.pdf>. Acessado em: 10/08/2017.

KARL, T.R.; DIAZ, H.F.; KUKLA, G. Urbanization: its detection and effect in the United States climate record. **Journal of Climate**, v. 1, n. 11, p. 1099-1123, 1988.

MARENGO, J.A. **Mudanças climáticas globais e seus efeitos sobre a biodiversidade: caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI**. Ministério do Meio Ambiente, Secretaria de Biodiversidade e Florestas. 2a. edição. Brasília: MMA, v. 26, 212 p., 2007.

MARENGO, J.A.; CAMARGO, C.C. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. **International Journal of Climatology**, v. 28, n. 7, p. 893-904, 2008.

MARENGO, J.A.; TOMASELLA, J.; NOBRE, C.A. Mudanças climáticas e recursos hídricos. In: Bicudo, C.E.de M.; Tundisi, J.G.; Scheuenstuhl, M.C.B. (eds.). **Águas do Brasil: análises estratégicas**. Capítulo 12, 224 p., 2010. Disponível em: <www.abc.org.br/rubrique.php?id_rubrique=150>. Acessado em: 10/07/2017.

MMA. Ministério do Meio Ambiente. **Conheça os biomas brasileiros – diversidade biológica**. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/meio-ambiente/2009/10/biomas-brasileiros>>. Acessado em: 12/03/2018.

MORAES, J.M.; PELLEGRINO, G.; BALLESTER, M.V.; MARTINELLI, L.A.; VICTORIA, R.L. Estudo preliminar da evolução temporal dos componentes do ciclo hidrológico da bacia do Rio Piracicaba. In: XI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos; II Simpósio de hidráulica e recursos hídricos dos países de língua oficial portuguesa. 1995. Anais. Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos. p. 27-32., 1995. **Anais...**

NAGHETTINI, M.C.; PINTO, E.J.A. **Hidrologia Estatística**. Belo Horizonte: Serviço Geológico do Brasil (C-PRM), 561 p., 2007.

PENEREIRO, J.C.; MARTINS, L.L.S.; BERETTA, V.Z. Identificação de variabilidades e tendências interanuais em medidas hidro-climáticas na região hidrográfica do Tocantins-Araguaia, Brasil. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 18, n. 1, p. 219-241, 2016.

PETTITT, A.N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistics**, v. 28, n. 2, p. 126-135., 1979.

PICKERING, N.B.; HANSEN, J.W.; JONES, J.W.; WELLS, C.M.; CHAN, V.K.; GODWIN, D.C. Weather Man: a utility for managing and generating daily weather data. **Agronomy Journal**, v. 86, p. 332-337, 1994.

SANSIGOLO, C.A.; KAYANO, M.T. Trends of seasonal maximum and minimum temperatures and precipitation in Southern Brazil

for the 1913–2006 period. **Theoretical and Applied Climatology**, v. 101, n. 1-2, p. 209-216, 2010.

SANSIGOLO, C.A.; NERY, J.T. Distribuição de extremos de temperatura mínima no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 8, n. 2, p. 247-253., 2000.

SILVA, V.P.R.; CORREIA, A.A.; COELHO, M.S. Análise de tendência das séries de precipitação pluvial do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v. 2, n. 1, p.111-114, 1998.

SNEYERS, R. **Sur l'analyse statistique des séries d'observations**. Genève: Organisation Météorologique Mondiale, Note Technique. n. 143, 192 p., 1975.

THOM, H. **Some methods of climatological analysis**. Secretary of OMM, Geneva, Suisse, Technical Note no. 81, OMM No. 199, TP 103, p. 1-11, 1971.

YUE, S.; PILON, P.J.; PHINNEY, B.; CAVADIAS, G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. **Hydrological Processes**, v. 16, n. 16, p. 1807-1829, 2002.