



IDENTIFICAÇÃO DE TENDÊNCIAS SAZONAIS DOS REGIMES CLIMÁTICO E HIDROLÓGICO NA BACIA HIDROGRÁFICA DOS RIOS TOCANTINS E ARAGUAIA, BRASIL

IDENTIFICATION OF TRENDS IN SEASONAL CLIMATIC AND HIDROLOGICAL REGIMES IN THE TOCANTINS AND ARAGUAIA RIVERS BASIN, BRAZIL

IDENTIFICACIÓN DE TENDENCIAS ESTACIONALES DEL CLIMA Y LOS REGÍMENES HIDROLÓGICOS EN LA CUENCA DE LOS RÍOS TOCANTINS Y ARAGUAIA, BRASIL

JÚLIO CÉSAR PENEREIRO

Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUC-Campinas) ó Faculdade de Matemática
Rod. D. Pedro I, km 136, CEP 13012-970, Campinas, São Paulo
jcp@puc-campinas.edu.br

LUÍZA LA SALVIA MARTINS

Graduanda em Engenharia Ambiental e Sanitária pela Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUC-Campinas), Rod. D.
Pedro I, km 136, CEP 13012-970, Campinas, São Paulo
luiza.lsm@puc-campinas.edu.br

VICTOR ZENI BERETTA

Graduando em Engenharia Ambiental e Sanitária pela Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUC-Campinas), Rod. D.
Pedro I, km 136, CEP 13012-970, Campinas, São Paulo
victor.zb@puc-campinas.edu.br

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 de vazão em rios, registradas em localidades pertencentes à bacia hidrográfica do TocantinsóAraguaia, Brasil. Por meio de testes estatísticos, como a Análise de Regressão Linear e os testes não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt, procurou-se identificar pontos de mudança nos comportamentos climático e hidrológico em séries temporais que, dependendo da localidade, possuem diferentes períodos de intervalos de medições. Os resultados, apresentados em forma de gráficos, tabelas e mapas, indicam 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 alguns locais ocorreram tendências significativas. Mais especificamente, os dados de vazão registraram comportamentos diferenciados para as tendências entre os rios Tocantins e Araguaia. Julga-se que esses comportamentos na vazão estejam relacionados às alterações no clima local, e não devido à interferência do ser humano.

Palavras-chave: Tendências; Séries Temporais; Testes Estatísticos; Bacia do TocantinsóAraguaia.

ABSTRACT

The aim of the 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 Tocantins-Araguaia basin, Brazil. Through statistical tests, such as the Linear Regression Analysis and the nonparametric Mann-Kendall and Pettitt, we tried to identify turning points in the climate and hydrological behaviour in time series that depending on the location have different periods of measurement. The results, presented in the form of graphs, tables and maps, confirm that the majority of sites 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. More specifically, the flow of rivers data recorded different behaviours for trends between Tocantins and Araguaia rivers. It is possible that these behaviours in flow are related to changes in local climate and not due to human interference.

Keywords: Trends; Time Series; Statistical Tests; TocantinsóAraguaia Basin.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue identificar y analizar la ocurrencia de tendencias estacionales en medidas de series de tiempo de la temperatura media, precipitación pluviométrica y del caudal de ríos, registradas en localidades pertenecientes a la cuenca hidrográfica del TocantinsóAraguaia, Brasil. Por medio de tests estadísticos, como el Análisis de Regresión Lineal y los tests no paramétricos de Mann-Kendall y de Pettitt, se intentó identificar los puntos de variación en los comportamientos climático e hidrológico en series de tiempo que, dependiendo de la localidad, poseen diferentes períodos de intervalos de mediciones. Los resultados, presentados en forma de gráficos, tablas y mapas, indican que la mayoría de los locales evaluados no registraron tendencia en la precipitación pluviométrica. Sin embargo, el análisis de los datos de caudal y temperatura media revelaron que, dependiendo del período estacional examinado, en algunos locales ocurrieron tendencias significativas. Más específicamente, los datos de caudal registraron comportamientos diferenciado para las tendencias entre los ríos Tocantins y Araguaia. Se juzga que esos comportamientos del caudal estén relacionados a las alteraciones del clima local, y no debido a la interferencia humana.

Palabras clave: Tendencias; Series de Tiempo; Test Estadísticos; Cuenca del TocantinsóAraguaia.

1. INTRODUÇÃO

As gerações de impactos sobre o regime hidrológico, tais como a deterioração da qualidade das águas e dos ecossistemas, aumentos de erosões, secas e cheias, podem ser devido às variações climáticas em nível regional ou global. Os 4º. e 5º. Relatórios Científicos do Painel Intergovernamental das Mudanças Climáticas o IPCC (na sigla em inglês), usando as medições extraídas desde meados da década de 1970, evidenciaram significativas alterações nos parâmetros climáticos. Os dois relatos concluíram que, com confiança acima de 90%, uma parte das variabilidades identificadas no clima de várias regiões do mundo é consequência do aquecimento global que a Terra vem passando ao longo das últimas décadas (MEEHL, et al., 2007; TOLEDO, 2013; IPCC, 2014). Esses relatórios também sugerem que, com grau superior a 90% de confiabilidade, o referido aquecimento identificado está relacionado às interferências antropogênicas sobre o meio ambiente. Neste sentido, o uso indevido do solo por meio de desmatamentos, queimadas, atividades garimpeiras, as crescentes urbanizações sem planejamentos adequados (KARL; DIAZ; KUKLA, 1988), além da contaminação dos recursos hídricos e das emissões de gases de efeito estufa e partículas de aerossóis, passaram a representar importantes fatores de riscos para um desequilíbrio ambiental em diferentes escalas de tempo. Não obstante a essas interferências, presume-se que a disponibilidade dos recursos hídricos depende, principalmente, do clima e de suas alterações em diversas escalas de tempo.

Muitas pesquisas relacionadas às mudanças climáticas no Brasil revelam que o país tem experimentado alterações em diferentes níveis, em particular na região semiárida. O nordeste brasileiro, apesar da presença de chuvas como em muitas outras regiões do mundo, é frequentemente afetado pela ocorrência de secas prolongadas, acarretando perdas parciais ou totais das safras agrícolas, além de comprometer o abastecimento da população com água (SILVA; CORREIA; COELHO, 1998). Essas irregularidades climáticas proporcionam esses tipos de eventos, que, por sua vez, acarretam enormes prejuízos econômicos, além de causar um forte impacto social aos habitantes daquela região brasileira.

No âmbito de uma bacia hidrográfica, a abordagem mais comum para estimar os impactos devido às mudanças climáticas é avaliar como se comportam as variações dos índices de temperaturas e precipitação. As anomalias dessas grandezas podem afetar o regime de vazão dos rios, visto que a precipitação está diretamente relacionada ao fluxo hídrico de uma bacia hidrográfica e as temperaturas relacionam-se à evapotranspiração e ao balanço hídrico (XU; SINGH, 2004). Esse tipo de abordagem possibilita ter uma melhor compreensão desses sistemas ambientais e, adicionalmente, pode-se abrir a possibilidade de realizar previsões visando o planejamento dos recursos hídricos, como as construções de reservatórios para abastecimento de cidades e para a geração de energia elétrica, dentre outras (MARENGO; TOMASELLA; NOBRE, 2010).

Neste trabalho apresenta-se um diagnóstico sazonal sobre os comportamentos climáticos e hidrológicos na região da bacia hidrográfica do Tocantins-Araguaia, considerada hidrológicamente a maior bacia inteiramente em território brasileiro, além de possuir um elevado potencial hidro-energético. Para desenvolver o presente estudo aplicou-se um conjunto de técnicas estatísticas em séries temporais de dados hidroclimáticos medidos em locais distribuídos ao longo da referida bacia. Aplicando métodos estatísticos paramétricos, como o da regressão linear, e não paramétricos, como os de Mann-Kendall e de Pettitt, foi possível analisar as variabilidades e a ocorrência de indícios de tendências e mudanças bruscas nas séries temporais medidas nas quatro estações do ano. Portanto, foram utilizados dados sazonais na tentativa de realizar um estudo exploratório das localizações de eventuais mudanças e verificar se estão relacionadas à origem natural ou antropogênica.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Área de estudo

A bacia hidrográfica do Tocantins-Araguaia, ilustrada na Figura 1, abrange uma área de 937.029 km², incluindo parte dos estados do Maranhão (3,8%), Tocantins (34,2%), Pará (20,8%), Goiás (26,8%), Mato Grosso (14,3%), além do Distrito Federal (0,1%). Essa área corresponde a aproximadamente 10,8% do território brasileiro (MMA, 2006).

Por uma simples inspeção na Figura 1 é possível verificar que o rio Tocantins tem sua nascente no planalto de Goiás, tendo como principais afluentes os rios das Almas e Maranhão, além de possuir uma extensão total de aproximadamente 2.416 km até a sua foz no Oceano Atlântico. A figura também destaca o rio Araguaia, cuja principal nascente se localiza no município goiano de Mineiros e desemboca no rio Tocantins, percorrendo uma extensão de aproximadamente 2.114 km. É no rio Araguaia que se encontra a maior ilha fluvial do mundo, a Ilha do Bananal, com 350 km de comprimento e 80 km de largura. A bacia hidrográfica formada principalmente por esses dois rios é considerada a segunda maior da região brasileira em termos de disponibilidade hídrica, visto que apresenta uma vazão média de 13.624 m³/s, o que equivale a 9,6% do total do país, e uma vazão específica média de 14,84 l/s/km², considerando a área total (MMA, 2006).

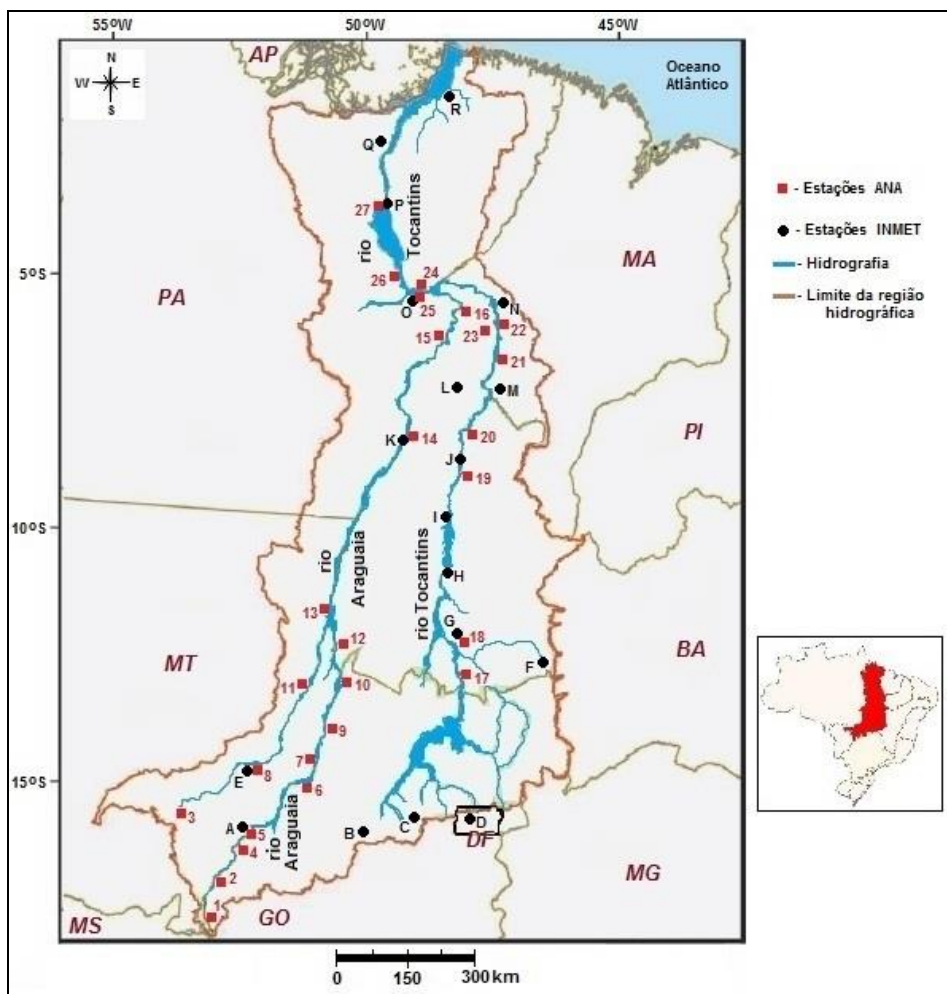


Figura 1 6 Bacia hidrográfica do Tocantins-Araguaia: caracterização e localização geográfica das estações medidoras do INMET e da ANA.

Em 2010, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a referida região apresentava uma população de 8.610.721 habitantes, sendo 76% ocupando as áreas urbanas, caracterizando uma densidade demográfica de 9,3 hab./km², portanto, inferior à do país (22,4 hab./km²). Neste contexto, destacam-se as seguintes cidades: Belém (PA), com 1.432.844 hab.; Imperatriz (MA), com 252.320 hab.; Marabá (PA), com 257.062 hab.; Palmas (TO), com 265.409 hab. e Araguaína (TO), com 167.176 hab. Ainda segundo o IBGE, o restante da população encontra-se distribuída de forma dispersa, com predominância de cidades com até 5.000 habitantes. Não obstante, a maior parcela da população concentra-se em 411 cidades inseridas total ou parcialmente nas regiões influenciadas pela hidrografia do Tocantins e o litoral paraense (IBGE, 2010).

Caracterizada com um clima tropical, com temperatura média anual em torno de 26°C, a região hidrográfica do Tocantins-Araguaia possui dois períodos climáticos bem definidos: o chuvoso, de outubro a abril, com mais de 90% da precipitação, com a existência de alguns dias secos entre janeiro e fevereiro, formando o chamado *överanicoö*; e o seco, entre maio e setembro, com baixa umidade relativa do ar (MMA, 2006).

De acordo com os dados da Agência Nacional de Águas (ANA), o regime de precipitação média nessa região é da ordem de 1.869 mm/ano, com a máxima registrada de 2.565 mm no litoral paraense, enquanto a evapotranspiração média é da ordem de 1.371 mm/ano. (ANA, 2013). Esse regime é caracterizado pela ocorrência do aumento das chuvas de acordo com a diminuição da latitude, isto é, deslocando-se do sul para o norte. Constatou-se que o efeito da topografia da região abordada colabora muito pouco com a distribuição e o total das precipitações. Portanto, as causas da ocorrência de chuvas estão associadas aos sistemas de circulação atmosférica (MMA, 2006).

O potencial hidrelétrico aproveitado da referida bacia, de acordo com dados apresentados em 2011 pela ANA, é de 13.114 MW, o que corresponde a 16% do total instalado do Brasil (ANA, 2013). Essa matriz energética é constituída pelas seguintes usinas hidrelétricas: Tucuruí, com 4.200 MW de potência total; Serra da Mesa, com 1.275 MW; Estreito, com 1.087 MW; Luis Eduardo Magalhães (Lajeado), com 903 MW; Cana Brava, com 472 MW e Peixe Angical, com 452 MW.

Segundo as informações disponíveis no Programa de Monitoramento do Desmatamento nos Biomas Brasileiros por Satélite (MMA/Ibama) e no Projeto de Monitoramento do Desflorestamento da Amazônia Legal (Prodes/INPE), a área de cobertura de vegetação remanescente do bioma Amazônico e Cerrado em relação a área original na bacia do Tocantins-Araguaia é de 39% e 60%, respectivamente. Os remanescentes desses biomas somados representam 53% da área da região hidrográfica, sendo 14% desses localizados em unidades de conservação e proteção integral ou de uso sustentável, além de terras indígenas (MMA, 2014).

2.2. Coleta e preparação dos dados utilizados

Neste trabalho foram utilizados dados climáticos diários pertencentes ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET, 2014) de 18 estações meteorológicas convencionais localizadas na bacia do Tocantins-Araguaia. Decidiu-se trabalhar com as medidas de temperatura média do ar (*T-méd.*) e precipitação pluvial (*Prec.*), pois, como comentado anteriormente, eventuais anomalias nessas variáveis climáticas podem afetar o regime de vazão dos rios na citada bacia, já que a temperatura e a precipitação possuem papel relevante no balanço hídrico. Entretanto, como o INMET não disponibiliza medidas da *T-méd.*, as séries desta grandeza foram determinadas a partir do cálculo da média diária entre a temperatura mínima (*T-mín.*) e máxima (*T-máx.*) do ar. Pretende-se, em outra etapa deste projeto de pesquisa que ainda encontra-se em andamento, também analisar as variações e ocorrências de tendências climáticas das grandezas *T-mín.* e *T-máx.*

Também foram trabalhados os dados diários de vazão (*Vaz.*) disponibilizadas no banco de dados *oHidroWebö* da Agência Nacional de Águas (ANA, 2014). Neste caso, foram selecionadas as medições realizadas por 27 estações medidoras localizadas nas proximidades das margens dos principais rios da referida bacia, bem como em alguns de seus afluentes.

As informações das séries temporais aqui tratadas estão resumidas na Tabela 1, para os dados

climáticos, e na Tabela 2, para as medidas hidrológicas. Nessas tabelas destacam-se as identificações (#), para eventuais análises e comparações relacionadas às posições no mapa da Figura 1, os nomes das localidades, seguido dos respectivos códigos numéricos e das coordenadas geográficas que identificam as estações, além do período de cada série temporal trabalhada.

Todas as séries foram organizadas e tratadas por meio de planilhas do aplicativo *Microsoft Office Excel*, o que possibilitou a realização de diferentes cálculos visando correções de falhas, geração de gráficos, análises do comportamento da variabilidade e da eventual ocorrência de uma tendência nos três parâmetros de interesse (*T-méd.*, *Prec.* e *Vaz.*), além da realização de análises estatísticas acuradas.

Tabela 1 ó Relação dos locais selecionados com as estações medidoras do INMET.

#	Local	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Período (anos)
A	Aragarças (GO)	83368	-15,90	-52,23	1972-2012
B	Goiás (GO)	83374	-15,91	-50,13	1961-2013
C	Pirenópolis (GO)	83376	-15,85	-48,96	1976-2012
D	Brasília (DF)	83377	-15,78	-47,93	1962-2013
E	Nova Xavantina (MT)	83319	-14,70	-52,35	1998-2012
F	Taguatinga (TO)	83235	-12,40	-46,41	1961-2013
G	Peixe (TO)	83228	-12,01	-48,35	1975-2013
H	Porto Nacional (TO)	83064	-10,71	-48,41	1961-2013
I	Palmas (TO)	83033	-10,19	-48,30	1994-2013
J	Pedro Afonso (TO)	82863	-8,96	-48,18	1977-2013
K	Conceição do Araguaia (PA)	82861	-8,26	-49,26	1961-2013
L	Araguaína (TO)	82659	-7,20	-48,20	1985-2013
M	Carolina (MA)	82765	-7,33	-47,46	1969-2013
N	Imperatriz (MA)	82564	-5,53	-47,48	1976-2012
O	Marabá (PA)	82562	-5,36	-49,13	1973-2013
P	Tucuruí (PA)	82361	-3,76	-49,66	1971-2013
Q	Cametá (PA)	82263	-2,25	-49,50	1970-2013
R	Belém (PA)	82191	-1,43	-48,43	1961-2013

Ao analisar uma série temporal diária de um determinado parâmetro de interesse, se a mesma possuía falhas nas medições essas foram preenchidas com auxílio do cálculo de interpolação por meio da média com grau três, isto é, calculando a média dos três dias anteriores ou posteriores, se os mesmos também não estivessem com esse tipo de problema. Para aquelas falhas contendo um período de tempo maior que três dias, realizou-se uma média entre os três mesmos meses dos três anos anteriores ou posteriores, conforme cada caso específico. Se ocorressem falhas de três anos ou mais, optou-se em eliminar os dados anteriores a essas falhas, restando uma série de período menor que a original, porém de maior consistência de dados para serem tratados estatisticamente (PENEREIRO; ORLANDO, 2013). Em consequência do uso destes procedimentos, ocorreram diferenças entre os períodos das séries temporais de cada localidade, como pode ser verificado ao analisar a última coluna das Tabelas 1 e 2.

Tabela 2: Relação dos locais selecionados com as estações medidoras da ANA.

#	Local	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Período (anos)
1	Alto Araguaia (MT)	24050000	-17,30	-53,22	1965-2012
2	Torixoréu (MT)	24200000	-16,20	-52,55	1971-2012
3	Tesouro (MT)	24500000	-16,08	-53,55	1967-2007
4	Aragarças (GO)	24700000	-15,89	-52,23	1971-2012
5	Barra das Garças (MT)	26050000	-15,25	-53,06	1968-2012
6	Araguaiana (MT)	24850000	-15,74	-51,83	1974-2006
7	Aruanã (GO)	25200000	-14,90	-51,08	1970-2012
8	Nova Xavantina (MT)	26100000	-14,67	-52,36	1969-2012
9	Cocalinho (MT)	26200000	-14,09	-51,70	1981-2012
10	São Miguel do Araguaia (GO)	25950000	-13,21	-50,59	1974-2012
11	Novo Santo Antônio (MT)	26300000	-12,29	-50,96	1970-2012
12	Nova Crixás (GO)	25700000	-13,69	-50,80	1975-2007
13	São Félix do Araguaia (MT)	26350000	-11,62	-50,66	1974-2012
14	Conceição do Araguaia (PA)	27500000	-8,27	-49,26	1970-2012
15	Xambioá (TO)	28300000	-6,41	-48,54	1970-2012
16	Araguatins (TO)	28850000	-5,63	-48,13	1975-2012
17	São Salvador do Tocantins (TO)	21080000	-12,74	-48,24	1978-2005
18	Peixe (TO)	22050001	-12,02	-48,53	1971-2013
19	Miracema do Tocantins (TO)	22500000	-9,57	-48,38	1970-2012
20	Tupiratins (TO)	23100000	-8,39	-48,11	1970-2012
21	Tocantinópolis (TO)	23600000	-6,29	-47,39	1955-2013
22	Descarreto (TO)	23700000	-5,79	-47,47	1974-2012
23	São Bento do Tocantins (TO)	28840000	-6,04	-48,20	2001-2012
24	Marabá01 (PA)	29050000	-5,34	-49,12	1972-2013
25	Marabá02 (PA)	29100000	-5,49	-49,22	1970-2012
26	Itupiranga (PA)	29200000	-5,13	-49,32	1977-2013
27	Tucuruí (PA)	29700000	-14,76	-43,93	1978-2012

Após a análise e procedimentos de correções preliminares das 63 séries temporais indicadas nas tabelas anteriores, foram geradas séries sazonais de *T-méd.*, *Prec.* e *Vaz.* Essas séries correspondem às quatro estações do ano e foram designadas da seguinte forma: DJF (referentes aos meses de Dezembro, Janeiro e Fevereiro), correspondendo ao verão; MAM (para Março, Abril e Maio), relacionando ao outono; JJA (para Junho, Julho e Agosto), indicando o inverno e SON (para Setembro, Outubro e Novembro), especificando a primavera. Com isso, gerou-se um total de 252 séries temporais sazonais. A metodologia descrita a seguir foi aplicada a esses dados sazonais no sentido de identificar a ocorrência de tendências nos três parâmetros de interesse.

2.3. Metodologia no tratamento de dados

Apesar de existirem muitos métodos para avaliação da significância estatística de uma tendência, é fundamental que se realize a análise gráfica exploratória da série para verificar o comportamento do parâmetro estudado ao longo do tempo.

Para a análise estatística dos três parâmetros hidroclimáticos de interesse a metodologia foi igual a explorada por Penereiro e Orlando (2013), sendo constituída pelos seguintes passos:

2.3.1. Estatística paramétrica

Utilizou-se o método de regressão linear no intuito de indicar alterações de uma dada série por meio da significância do coeficiente angular. Para tanto, realizou-se o cálculo das médias móveis, empregando ordem cinco aos dados e, posteriormente, trabalhou-se com uma suavização dos dados visando evitar possíveis flutuações nos mesmos (SELLO, 1999). Em seguida, tanto para os pontos médios como para os suavizados, aplicou-se o ajuste da equação da reta de tendência:

$$Y = a \cdot (x) + b \quad (1)$$

em que, Y representa o valor do parâmetro da série tratada, \tilde{a} e \tilde{b} representam os coeficientes angular e linear, respectivamente, e $x=t$ representa o tempo em anos. Assim, se $a > 0$ significa uma tendência crescente, se $a \leq 0$ implica ausência de tendência e, se caso $a < 0$ indica uma tendência decrescente. Complementarmente, o valor da estatística do R-quadrado (R^2) é devolvido como uma medida da qualidade do ajuste efetuado, além do intervalo de confiança em 95% acima e abaixo do valor estimado do coeficiente angular da reta de regressão.

2.3.2. Estatística não paramétrica

O teste sequencial de Mann-Kendall, inicialmente proposto por Sneyers (1975), é um teste estatístico não paramétrico, no qual, na hipótese da estabilidade de uma série temporal, os valores devem ser independentes e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (PINHEIRO; GRACIANO; SEVERO, 2013).

Considerando uma série temporal Y_i de N termos a ser analisada, sendo: $1 \leq i \leq N$, o procedimento consiste em realizar a soma $t_n = \sum_{i=1}^N m_i$ 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 N grande, sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância dada, respectivamente, por $E(t_n) = \frac{N(N-1)}{4}$ e $\text{var}(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72}$.

Ao testar a significância estatística de t_n para a hipótese nula, empregando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $U(t_n)$, expressa por:

$$U(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{\text{var}(t_n)}} \quad (2)$$

Pode-se determinar o valor da probabilidade α_1 por meio de uma tabela de distribuição normal padronizada, sendo: $\alpha_1 = \text{prob}(|U| > |U(t_n)|)$. A hipótese nula (H_0) é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$, sendo α_0 o nível de significância do teste, com: $\alpha_0 = 0,05$, para significativo, e $\alpha_0 = 0,10$, para levemente significativo. No entanto, se a hipótese for rejeitada, implicará a existência de tendência significativa, sendo que o sinal de $U(t_n)$ indica se na tendência é crescente ($U(t_n) > 0$) ou decrescente ($U(t_n) < 0$).

Na versão sequencial, a equação $U(t_n)$ é calculada no sentido direto da série, isto é, partindo do valor

$i=1$ até $i=N$. Aplicando o mesmo princípio, só que partindo 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 da tendência procurada. Entretanto, esse procedimento só é significativo caso o ponto de intersecção ocorra dentro do intervalo de significância bilateral $-1,65$ a $1,96$ (correspondente a $\alpha_0 = \pm 0,05$ e $\alpha_0 = \pm 0,10$, respectivamente).

O teste não paramétrico de Pettitt verifica se duas amostras Y_1, Y_2, \dots, Y_t e $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_T$ são da mesma população (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, de acordo com a equação:

$$u_{(t,T)} = u_{(t-1,T)} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_i - Y_j) \quad (3)$$

para $t=2, \dots, T$, onde: $\text{sgn}(x)=1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x)=0$ para $x=0$ e $\text{sgn}(x)=-1$ para $x < 0$.

O procedimento calcula a estatística $u_{(t,T)}$ para valores de $1 \leq t \leq T$. Para cada ponto t da série calcula-se a soma das classes. Em seguida, obtém-se a estatística $K(t)$ do teste de Pettitt por meio do máximo valor absoluto de $u_{(t,T)}$. A estatística $K(t)$ localiza o ponto onde houve a mudança brusca na série temporal e a sua

significância pode ser avaliada por: $p \cong 2 \cdot e^{\left(\frac{-6 \cdot K(t)^2}{T^3 - T^2}\right)}$. O ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de t ocorre para o máximo valor absoluto de $K(t)$. Isso é feito invertendo a equação de (p) para inferir os valores críticos (mínimo ou máximo) de $K(t)$ pela equação:

$$K_{crit.} = \pm \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right) \cdot (T^3 + T^2)}{6}} \quad (4)$$

Neste teste os níveis de significância da mudança são obtidos para 5% a 10% usando o valor de $K_{crit.}$.

No entender de Sansigolo e Nery (2000), os dois testes não paramétricos descritos anteriormente são os melhores procedimentos de análises em séries temporais porque possuem um maior embasamento estatístico para modelos teóricos de descrição climática e hidrológica. Porém, como comentado por Penereiro e Orlando (2013), utilizam-se os testes de Pettitt e 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.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análises exploratórias das séries temporais selecionadas

Devido ao espaço limitado aqui estabelecido, optou-se em mostrar os resultados inferidos ao aplicar os testes de Mann-Kendall e Pettitt. Portanto, os resultados obtidos devido aplicação do método de regressão linear, que possibilita avaliar as eventuais falhas, variabilidades e dispersão dos dados de uma determinada série temporal, não serão mostrados. Para uma verificação do uso e dos tipos de resultados que a aplicação desse procedimento oferece, pode ser averiguado no trabalho de Back (2001) ou Penereiro e Orlando (2013).

Como comentado antes, os dois testes não paramétricos foram aplicados em todas as séries temporais (períodos de DJF, MAM, JJA e SON) de T -*méd.*, *Prec.* e *Vaz.* envolvidas neste levantamento. Alguns resultados dessas aplicações em formas gráficas são mostrados nas Figuras 2 e 3 e analisados posteriormente. Nota-se que os gráficos contidos nessas figuras apresentam-se em linhas contínuas e tracejadas os testes executados. Adicionalmente, as retas horizontais tracejadas e pontilhadas existentes nos mesmos gráficos indicam os intervalos (para o teste de Mann-Kendall) e os níveis (para o teste de Pettitt) de confiança de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$, respectivamente.

No sentido de estabelecer um critério que expressasse os resultados desses dois testes, optou-se por utilizar a seguinte convenção: o sinal $(\acute{o})(\acute{o})$ para uma tendência negativa confirmada acima de 10% do nível do intervalo de confiança e o sinal (\acute{o}) se for entre 5% e 10% dos intervalos de confiança bilaterais. De maneira análoga, usou-se os sinais $(+)(+)$ e $(+)$ para tendência positiva confirmada, respectivamente. Em situações onde não houvesse condições de confirmar tendência um sinal (?) foi adotado para o teste empregado à série temporal. As três últimas colunas contidas nas Tabelas 3 e 4 contêm esta convenção.

As Figuras 2 e 3, apresentadas a seguir, revelam os comportamentos gráficos extraídos ao aplicar os testes de Mann-Kendall e Pettitt para os dados de duas séries climáticas, nas cidades de Cameté (PA) e Conceição do Araguaia (PA), e duas séries hidrológicas, para localidades de Descarreto (TO) e Peixe (TO), ambas localizadas às margens rio Tocantins. Os gráficos contidos nessas figuras têm o propósito de mostrar as aplicações dos dois testes não paramétricos, bem como ilustrar a diversidade de informações relacionadas às detecções de tendências das variáveis hidroclimáticas aqui tratadas em diferentes estações do ano e locais ao longo da região do Tocantins-Araguaia.

Ao analisar o comportamento da $T\text{-méd.}$ medida durante o período JJA na cidade de Cameté, mostrado na Figura 2a, os testes de Mann-Kendall e de Pettitt confirmam o registro de tendência positiva negativa com nível $(+)(+)$ a partir de 1997. Isso se justifica, pois as curvas $U(t_n)$ (contínua) e $U^*(t_n)$ (tracejadas) cruzaram-se entre os intervalos de confiança na data de 1997, enquanto que o ponto de mudança brusca de $K(t)$, ocorreu ao cruzar os limites críticos estabelecidos de 5% e 10% também nesta mesma data.

Para a medida $Prec.$ realizada no período SON em Conceição do Araguaia, os gráficos da Figura 2b revelam a ausência de tendência visto que ocorreram vários cruzamento das curvas estatísticas no teste Mann-Kendall dentro dos intervalos de confiança de $\pm 5\%$ e $\pm 10\%$, entretanto a curva $K(t)$ do teste de Pettitt em nenhum momento cruzou os limites críticos estabelecidos de 5% e 10%.

A Tabela 3 resume as análises não paramétricas efetuadas para os dados climáticos ($T\text{-méd.}$ e $Prec.$) provenientes do INMET. Nesta tabela, que obedece a mesma ordem das cidades tratadas ao longo da bacia do Tocantins-Araguaia contidas na Tabela 1, encontram-se os resultados em períodos sazonais acusados por cada um dos testes em cada série.

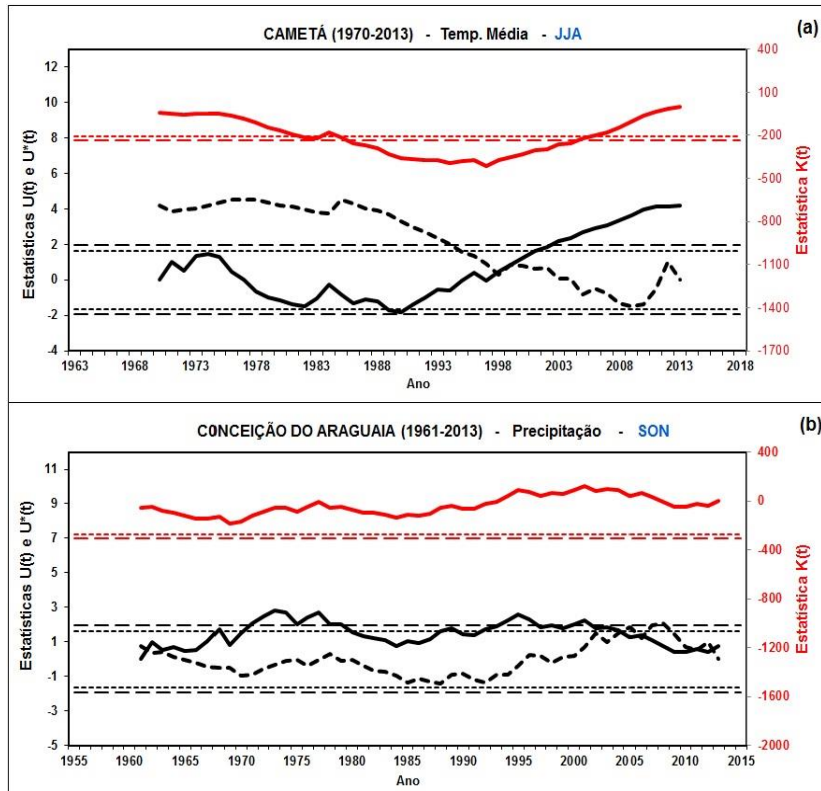


Figura 2 6 Comportamento das estatísticas de Mann-Kendall (inferior e em preto) e de Pettitt (superior e em vermelho) para medidas climáticas das cidades: (a) Cameté (PA), em JJA e (b) Conceição do Araguaia (PA), em SON.

Examinando a Tabela 3, verifica-se a preponderância de tendências positivas em nível (+)(+) para os dados de *T-méd.*, com 32 eventos registrados, correspondendo a 22%, do total de 144 séries climáticas sazonais trabalhadas. Dessas ocorrências, foram acusadas duas na década de 1970, sete na década de 1980, dezenove na década de 1990 e quatro na década de 2000. Não houve registro de tendência negativa para esse parâmetro climático com os dados aqui tratados.

Em contrapartida, aos dados de *Prec.* foi o que apresentou o menor número de tendências registradas, com apenas 5 ocorrências distribuídas entre as décadas de 1970 a 2000, o que representa 3% da amostra climática tratada. Como pode ser conferido na referida tabela, estes registros acusaram tendências em níveis: (+)(+), para as cidades de Goiás (GO) em JJA de 1976 e Belém (PA) em DJF de 1972 e MAM de 2004; (-) para Cametá (PA) em JJA de 1990 e (-)(-) para Carolina (MA) em SON de 1988.

A presença ou não de tendência estatisticamente significativa em série temporal, empregando os testes não paramétricos aqui discutidos, foram temas desenvolvidos por outros autores em diferentes trabalhos envolvendo variáveis climáticas e hidrológicas medidas em diversas cidades brasileira (BACK, 2001; GROppo et al., 2001; SANSIGOLO, 2008; BLAIN; PICOLI; LULU, 2009; BLAIN, 2010; MINUZZI, 2010; SANTOS et al., 2010; SANSIGOLO; KAYANO, 2010; PENEREIRO; ORLANDO, 2013, dentre outros). No entanto, nenhuma das localidades investigadas no presente estudo, listadas nas Tabelas 1 e 2, coincidem com as tratadas nos trabalhos anteriormente citados. Como se tratam de análises efetuadas em várias localidades de uma determinada região do país, os trabalhos desses autores normalmente acusaram tendência de aumento na grandeza *T-méd.* e ausência na *Prec.* em quase todas as estações medidoras analisadas, reforçando a influência da posição geográfica de cada local. Portanto, a metodologia e os dados estatísticos aqui apresentados corroboram com os resultados encontrados por outros autores, mesmo tendo como base de dados outras estações medidoras que não a do INMET e da ANA.

Adotando os mesmos procedimentos de análises realizadas anteriormente, uma tendência de diminuição no índice de vazão do rio Tocantins, na localidade de Descarreto (TO), pode ser identificada pelos testes de Mann-Kendall e Pettitt (Figura 3). Nota-se que as curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ cruzaram-se entre os intervalos de confianças na data de 1989 (Figura 3a, inferior), ao passo que a curva $K(t)$ (Figura 3a, superior) cruzou apenas o primeiro nível de significância, com o máximo inferido em 1989. Desta forma, confirmou-se o registro de tendência negativa com nível (ó) a partir de 1989 para essa localidade.

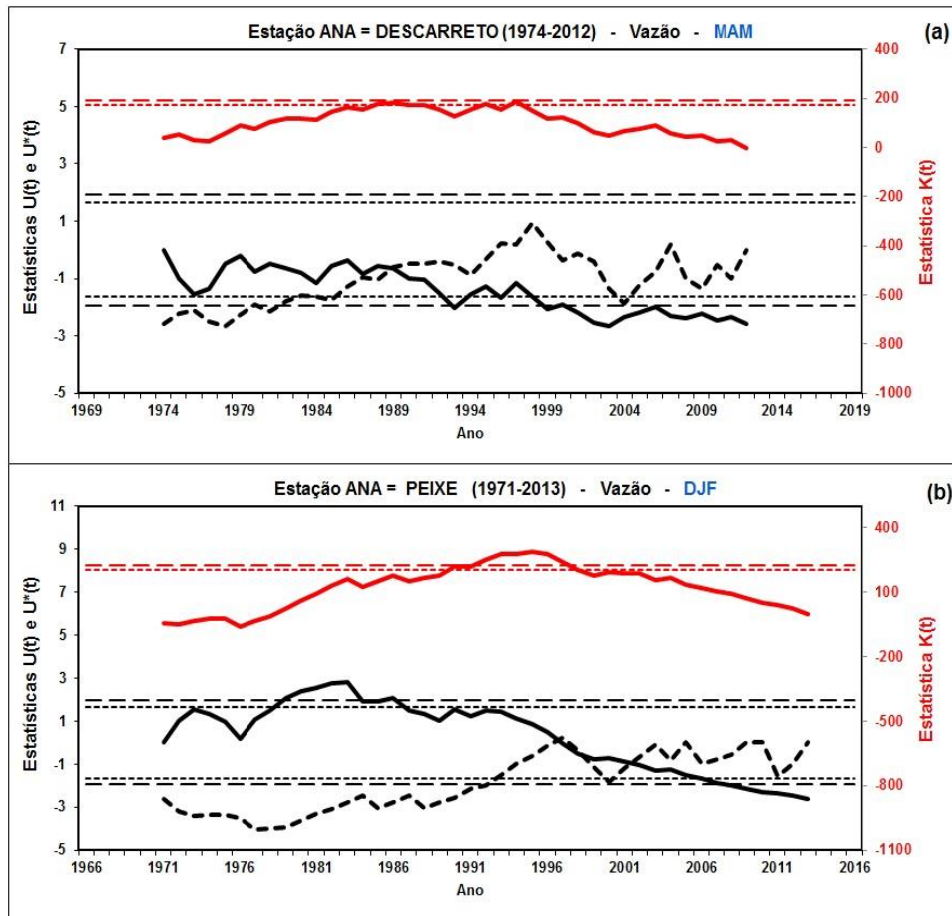


Figura 3 ó Idem aos gráficos da figura anterior, porém aplicados às medidas das vazões nas localidades de (a) Descarreto (TO), em MAM e (b) Peixe (TO), em DJF, ambas às margens do rio Tocantins.

Significativa tendência negativa, com nível (ó)(ó) a partir de 1997, foi inferida para a localidade de Peixe (TO). Isso ocorreu devido ao cruzamento das curvas do teste de Mann-Kendall entre os intervalos de confiança na data de 1997, como pode ser verificado na Figura 3b, inferior. Adicionalmente, a curva estatística do teste de Pettitt, mostrada na Figura 3b superior, cruzou os dois níveis de significância estabelecidos de 5% e 10% com o máximo registrado também em 1997.

Tabela 3: Resultados estatísticos dos testes de Mann-Kendall e Pettitt para os dados sazonais de Temperatura Média e Precipitação Pluviométrica.

#	Cidade	Série	DJF	MAM	JJA	SON
A-	Aragarças (GO)	T-méd.	(+)(+)1993	(+)(+)1992	(+)(+)1993	(+)(+)1993
	(1972-2012)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
B-	Goiás (GO)	T-méd.	(?)	(?)	(?)	(+)(+)2001
	(1961-2011)	Prec.	(?)	(?)	(+)(+)1976	(?)
C-	Pirenópolis (GO)	T-méd.	(+)(+)1995	(+)(+)1977	(+)(+)1997	(?)
	(1976-2012)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
D-	Brasília (DF)	T-méd.	(+)(+)1994	(?)	(?)	(+)(+)1992
	(1962-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
E-	Nova Xavantina (MT)	T-méd.	(?)	(?)	(?)	(?)
	(1998-2012)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
F-	Taguatinga (TO)	T-méd.	(+)(+)1986	(+)(+)1982	(?)	(+)(+)1986
	(1961-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
G-	Peixe (TO)	T-méd.	(+)(+)1993	(?)	(+)(+)1985	(?)
	(1975-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
H-	Porto Nacional (TO)	T-méd.	(?)	(?)	(?)	(?)
	(1961-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
I-	Palmas (TO)	T-méd.	(?)	(?)	(+)(+)2000	(+)(+)2001
	(1994-2013)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
J-	Pedro Afonso (TO)	T-méd.	(?)	(+)(+)1997	(?)	(?)
	(1977-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
K-	Conceição do Araguaia (PA)	T-méd.	(?)	(?)	(?)	(?)
	(1961-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
L-	Araguaína (TO)	T-méd.	(+)(+)1977	(?)	(+)(+)1997	(+)(+)2003
	(1985-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
M-	Carolina (MA)	T-méd.	(?)	(+)(+)1989	(?)	(?)
	(1969-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(-)(-)1988
N-	Imperatriz (MA)	T-méd.	(+)(+)1989	(+)(+)1994	(?)	(?)
	(1976-2012)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
O-	Marabá (PA)	T-méd.	(+)(+)1986	(?)	(?)	(?)
	(1973-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
P-	Tucuruí (TO)	T-méd.	(+)(+)1997	(+)(+)1997	(?)	(+)(+)1997
	(1971-2011)	Prec.	(?)	(?)	(?)	(?)
Q-	Cametá (PA)	T-méd.	(?)	(?)	(+)(+)1997	(?)
	(1970-2013)	Prec.	(?)	(?)	(-)1990	(?)
R-	Belém (PA)	T-méd.	(+)(+)1995	(+)(+)1997	(+)(+)1994	(?)
	(1967-2013)	Prec.	(+)(+)1972	(+)(+)2004	(?)	(?)

Assim, como na tabela anterior, a Tabela 4 sintetiza todas as análises não paramétricas efetuadas para os dados de vazão provenientes da ANA na região da bacia hidrográfica em estudo. A análise dessa tabela revela que das 108 séries hidrológicas tratadas, 21 apresentaram tendências positivas em nível (+)(+), com a maior parte desses eventos, 15 ocorrências (14%), ocorridos durante a década de 1970, e três nas décadas de 1980 e 1990. Tendências negativas foram inferidas em 11 localidades, sendo registrados sete locais, correspondendo a 6% da amostra, com o nível (-)(-) detectadas na década de 1990 e apenas um na década de 1980. Outras três tendências menos significativas, isto é, em nível (-), foram inferidas nas décadas de 1980, 1990 e 2000.

Tabela 4: Resultados obtidos pelos testes de Mann-Kendall e Pettitt para os dados sazonais de Vazão.

#	Local	Rio	DJF	MAM	JJA	SON
1-	Alto Araguaia (MT)	Araguaia	(+)(+)1977	(+)(+)1978	(+)(+)1978	(+)(+)1977
2-	Torixoréu (MT)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(-)1997
3-	Tesouro (MT)	Das Garças	(+)(+)1975	(+)(+)1973	(+)(+)1976	(?)
4-	Aragarças (GO)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(-)(-)1984
5-	Barra das Garças (MT)	Das Mortes	(+)(+)1976	(+)(+)1977	(+)(+)1977	(?)
6-	Araguaiana (MT)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
7-	Aruanã (GO)	Araguaia	(?)	(?)	(+)(+)1977	(?)
8-	Nova Xavantina (MT)	Das Mortes	(+)(+)1976	(+)(+)1977	(+)(+)1977	(+)(+)1975
9-	Cocalinho (MT)	Das Mortes	(?)	(?)	(?)	(?)
10-	S. M. do Araguaia (GO)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
11-	Novo Sto. Antônio (MT)	Das Mortes	(?)	(?)	(?)	(?)
12-	Nova Crixás (GO)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
13-	S. F. do Araguaia (MT)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
14-	Conc. do Araguaia (PA)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
15-	Xambioá (TO)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
16-	Araguatins (TO)	Araguaia	(?)	(?)	(?)	(?)
17-	S. S. do Tocantins (TO)	Tocantins	(?)	(?)	(?)	(?)
18-	Peixe (TO)	Tocantins	(-)(-)1997	(-)(-)1997	(?)	(?)
19-	Mirac. Tocantins (TO)	Tocantins	(-)(-)1994	(-)(-)1997	(?)	(?)
20-	Tupiratins (TO)	Tocantins	(-)(-)1993	(?)	(?)	(?)
21-	Tocantinópolis (TO)	Tocantins	(-)2004	(?)	(?)	(?)
22-	Descarreto (TO)	Tocantins	(-)(-)1994	(-)1989	(?)	(?)
23-	S. B. do Tocantins (TO)	Piranhas	(?)	(?)	(?)	(?)
24-	Marabá01 (PA)	Tocantins	(?)	(?)	(?)	(?)
25-	Marabá02 (PA)	Itacaiúnas	(+)(+)1988	(?)	(+)(+)1987	(+)(+)1987
26-	Itupiranga (PA)	Tocantins	(?)	(?)	(+)(+)1992	(?)
27-	Tucuruí (PA)	Tocantins	(-)(-)1995	(?)	(+)(+)1999	(+)(+)1998

Como é possível verificar, mesmo com os poucos exemplos mostrados nas Figuras 2 e 3, as diferentes formas gráficas dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt aplicados às variáveis hidroclimáticas revelam muitas possibilidades, dependendo do comportamento das curvas estatísticas obtidas devido à distribuição das medições realizadas pelas estações do INMET e da ANA.

O histograma da Figura 4 foi elaborado no sentido de mostrar essa diversidade de informações por meio da frequência de ocorrências das tendências registradas nos três parâmetros tratados para os períodos sazonais existentes entre as décadas de 1970 até 2000. Como anteriormente comentado, são significativas as frequências de ocorrências de tendências para a *T-méd.* e *Vaz.* no período em que as séries temporais foram avaliadas por meio dos testes estatísticos não paramétricos. Particularmente na década de 1970, onde o histograma revela que houve maior incidência de tendência em nível (+)(+) na *Vaz.*, mas menor na *T-méd.* Entretanto, enquanto a tendência em nível (+)(+) para a *T-méd.* aumentou consideravelmente entre as décadas de 1970 a 1990, entre 1980 e 1990 evidencia-se um maior registro de nível (ó)(ó) na *Vaz.*. Porém, a partir do ano 2000 as frequências registradas para esses parâmetros hidroclimáticos voltaram a diminuir substancialmente.

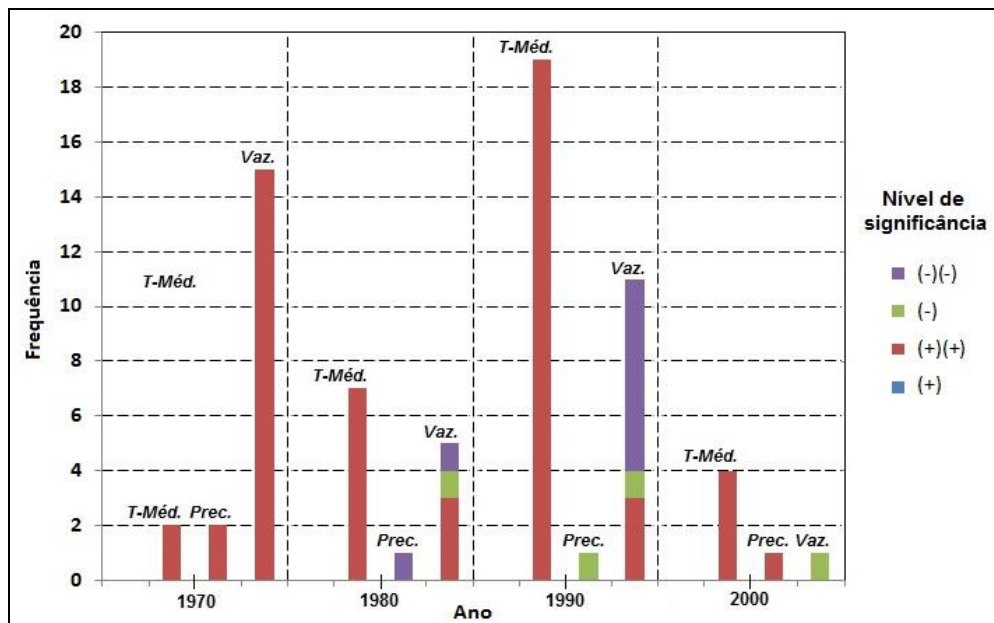


Figura 4 Histograma das frequências de tendências dos três parâmetros hidroclimáticos tratados na região do Tocantins/Araguaia ao longo dos períodos sazonais das décadas de 1970 até 2000.

3.2. Distribuições geográficas das tendências climáticas e hidrológicas

Uma maneira de avaliar conjuntamente os resultados encontrados pela aplicação dos testes não paramétricos nas séries temporais hidroclimáticas das localidades tratadas ao longo da bacia do Tocantins/Araguaia é por meio da distribuição geográfica desses eventos. Neste sentido, decidiu-se elaborar mapas sazonais relativos às distribuições dessas tendências. Os mapas mostrados nas Figuras 5, 6 e 7 correspondem às análises estatísticas das séries sazonais de *T-méd.*, *Prec.* e *Vaz.*, respectivamente. As posições geográficas de cada mapa correspondem àquelas apresentadas na Figura 1 e identificadas pelos códigos numéricos das Tabelas 1 e 2. Nota-se que em algumas localidades onde se encontram as estações medidoras do INMET e da ANA existem ou não ocorrências tendências. No caso de não haver tendência, ou se as tendências são crescentes ou decrescentes com níveis de significâncias avaliados em 5% e 10%, foi respeitada a convenção de sinais anteriormente estabelecida, estando à mesma mostrada na legenda apresentada ao lado direito das referidas figuras.

A Figura 5 mostra a situação para a *T-méd.* revelando que dos 18 municípios tratados com os dados do INMET, mais de 45% apresentaram tendências positivas, dependendo do período avaliado.

Comparando os mapas sazonais dessa grandeza climática, verificou-se que as tendências detectadas em todos os períodos se encontram principalmente distribuídas ao longo do rio Tocantins, exceto para a cidade de Aragarças (GO) localizada às margens do rio Araguaia. Em que pese a pouca quantidade de estações medidoras ao longo do rio Araguaia e seus afluentes, os mapas indicam a ausência de tendência naquela região hidrográfica.

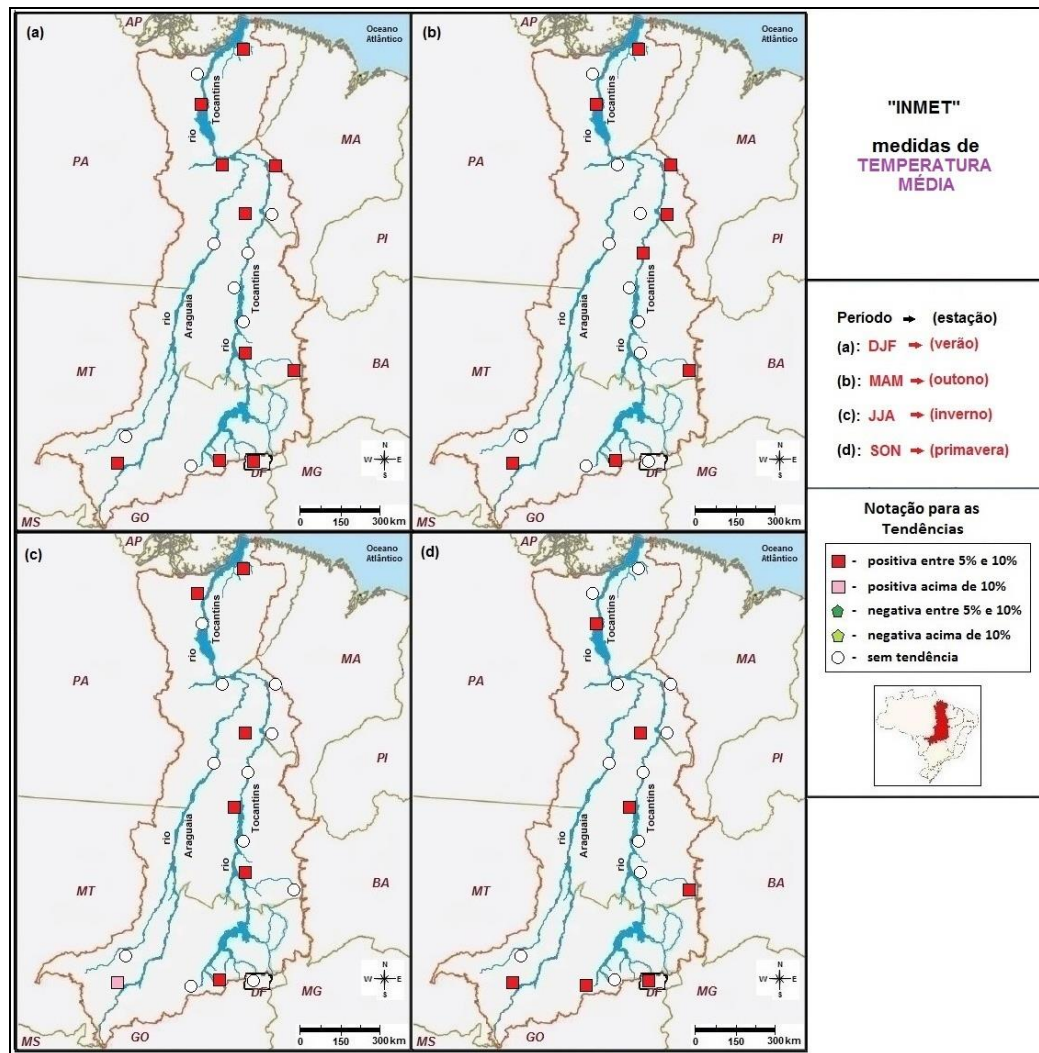


Figura 5 ó Distribuições sazonais de tendências da T -*méd.* ao longo da bacia do Tocantins e Araguaia, como resultado dos testes não paramétricos para os períodos: (a) DJF; (b) MAM; (c) JJA e (d) SON.

Como antes comentado, não houve registro de tendência negativa para a T -*méd.*, entretanto, as tendências positivas em nível (+)(+) desse parâmetro climático correspondem em maior número na estação do verão (DJF), com 10 localidades inferidas entre os as décadas de 1970 a 1990.

A situação dos índices de chuvas nos períodos sazonais tratados neste levantamento pode ser testemunhada na Figura 6. Como indicam os mapas sazonais, é notória a ausência de tendência ao longo da região abordada. Detectaram-se tendências apenas em cidades às margens do rio Tocantins, sendo: em Belém (PA), nos períodos DJF e MAM; e em Goiás (GO), durante JJA, todas com níveis de significâncias (+)(+). Analogamente, detectou-se tendência negativa em: Cameté (PA), durante JJA no nível (ó); e em Carolina (MA), no período SON com níveis de significâncias (ó)(ó). Os mapas revelam ainda que não se registraram quaisquer indícios de tendências na *Prec.* ao longo do rio Araguaia.

No que tange às medidas dos índices de vazão na referida bacia, as distribuições geográficas de

tendências inferidas, mostradas nos mapas da Figura 7, se revelam bem diferentes das medidas climáticas discutidas anteriormente. Das 27 estações medidoras da ANA tratadas aqui, 15 estão localizadas no rio Araguaia e seus afluentes. Nesta bacia hidrográfica, percebe-se ocorrências de tendências positivas na região do Alto Araguaia, particularmente nas localidades mato-grossense denominadas Tesouro, Barra das Garças, Alto Araguaia e Nova Xavantina, todas com níveis de significâncias (+)(+) nos períodos DJF, MAM e JJA. Tendência com nível (+)(+) também foi registrada nesta região para a localidade de Aruanã (GO), mas apenas no período JJA. No entanto, ainda nesta região do rio Araguaia, foram acusadas tendências com índice (ó)(ó), durante SON, nas localidades Torixoréu (MT) e Aragarças (GO). Nas porções do Médio e Baixo Araguaia, os mapas revelam a total ausência de tendência da variável hidrológica aqui tratada.

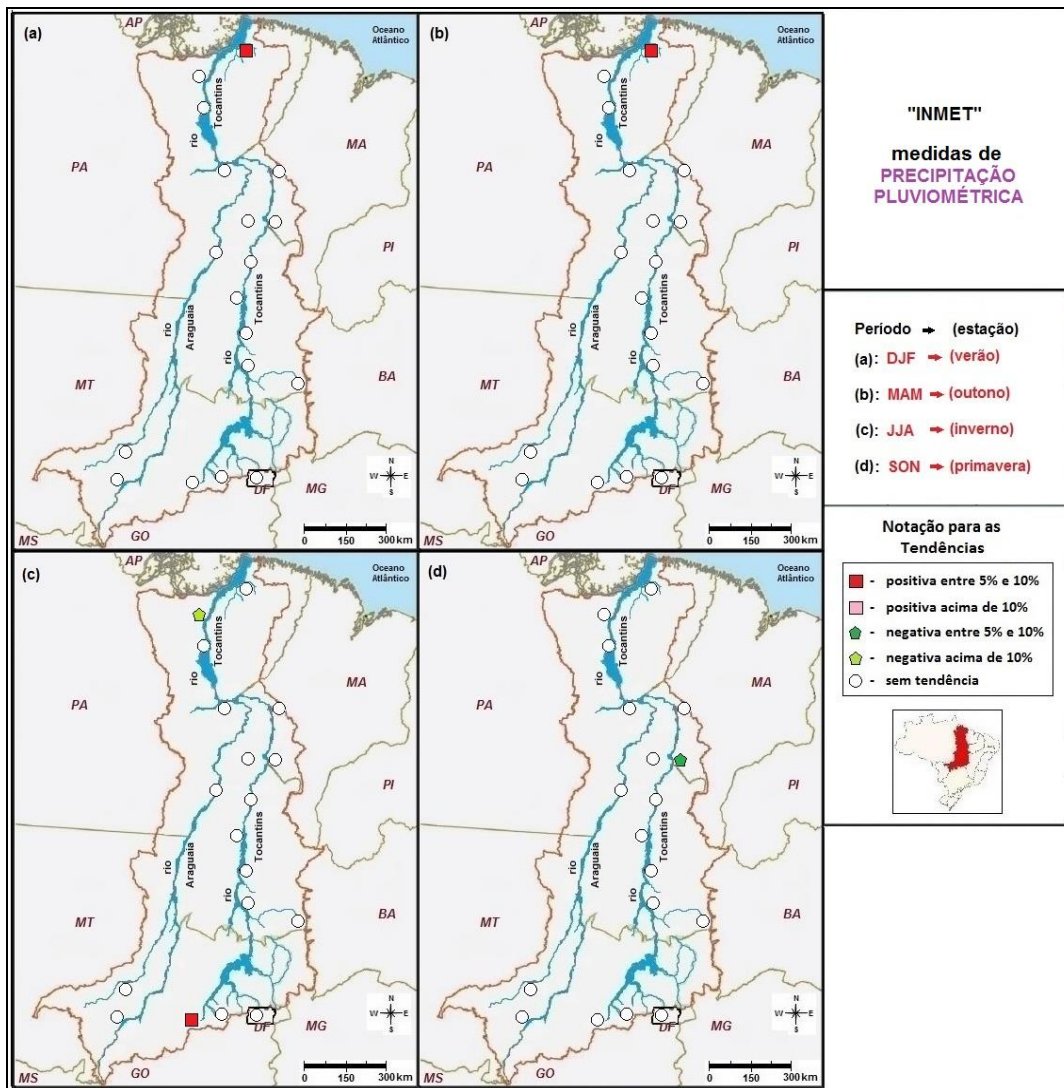


Figura 6 ó Como na figura anterior, porém para tendências do parâmetro climático *Prec.*

É importante perceber que no percurso do rio Tocantins, as 12 estações da ANA revelam distribuições de tendências diversificadas em cada período sazonal abordado e, por outro lado, os comportamentos identificados são bastante diferentes daqueles registrados no rio Araguaia. A Figura 7a mostra que durante DJF ocorreu uma predominância de tendências negativas desde o Alto até o Baixo Tocantins, exceto na localidade de Marabá-2 (PA), onde se encontra o rio Itacaiúnas, que registrou tendências com nível (+)(+), e em cinco outros locais que não registraram quaisquer indícios de tendências na *Vaz.* No período de MAM, o mapa da Figura 7b indica apenas três localidades com tendência negativa, sendo: Miracema do Tocantins (TO) e Peixe (TO), com níveis de significâncias (ó)(ó), e Descarreto (TO) com o nível (ó).

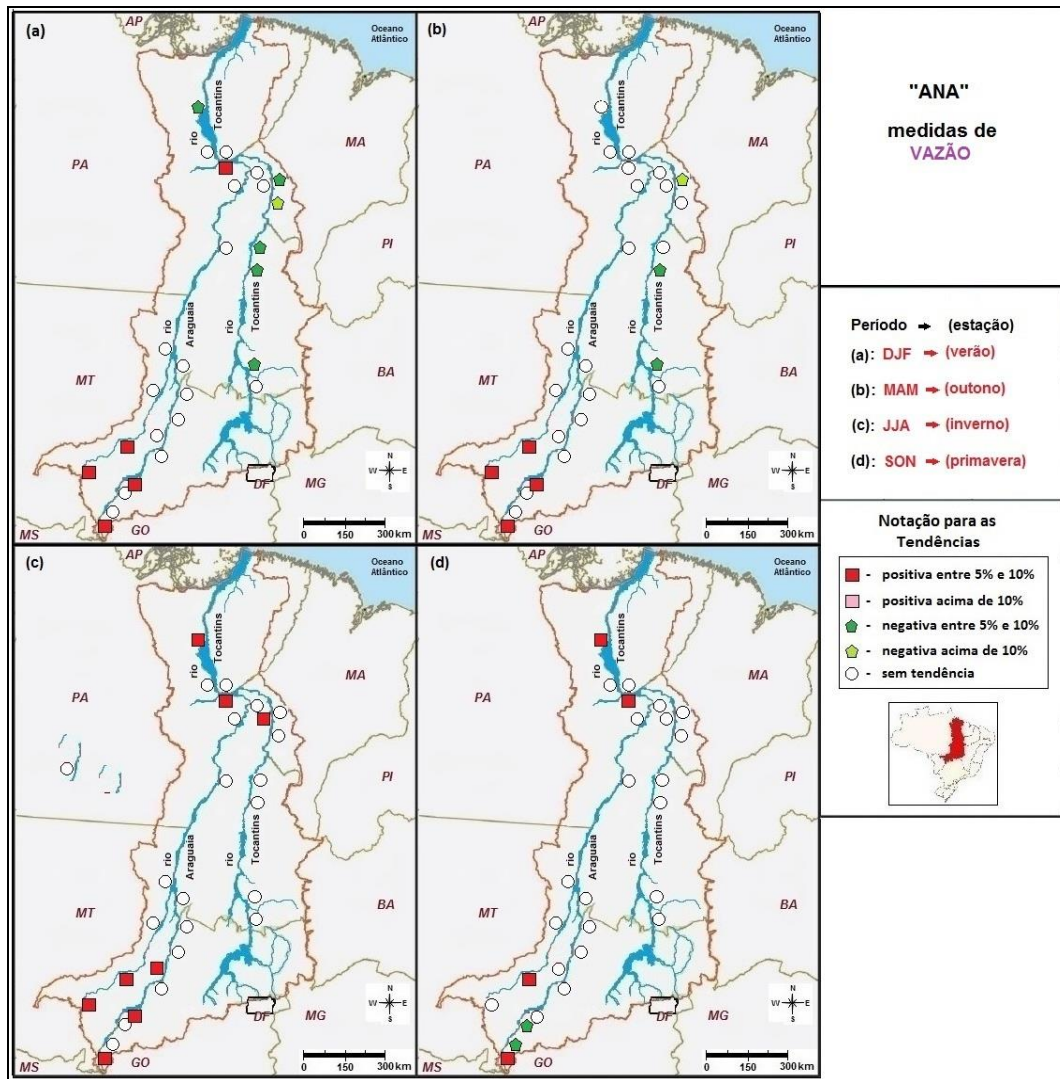


Figura 7 6 Idem às distribuições anteriores, mas para as tendências da variável hidrológica *Vaz.*

Durante os períodos de JJA e SON o rio Tocantins registrou poucas tendências, e as que se confirmaram nestas épocas foram todas positivas com nível de significância (+)(+). Foram os casos das localidades de São Bento do Tocantins (TO), em JJA; Marabá-2 (PA) e Tucuruí (PA), em JJA e SON.

No tocante aos resultados apresentados acima, torna-se difícil estabelecer o quanto as mudanças antropogênicas têm influenciado no clima dessa região brasileira empregando apenas os dados hidroclimáticos, pois, como dito no início deste trabalho, é necessário levar em consideração outros fatores além dos climáticos e hidrológicos.

Mesmo diante dessas limitações é possível conjecturar que ao longo do rio Tocantins, onde se encontram as Usinas Hidroelétricas de Serra da Mesa e Tucuruí, existem comportamentos diferenciados dependendo do período em que os dados hidrológicos são analisados.

No caso da Usina Hidroelétrica Serra da Mesa, localizada no Médio Tocantins, durante o verão (DJF) e outono (MAM) evidencia-se a ocorrência de locais que acusaram tendências negativas, principalmente após a barragem do reservatório hidroelétrico. No entanto, durante os períodos de inverno (JJA) e primavera (SON) não se registrou qualquer tendência significativa nos mesmos locais.

Em contrapartida, fazendo o mesmo tipo de abordagem na região da Usina Hidroelétrica de Tucuruí, posicionada no Baixo Tocantins, a situação hidrológica revela que: no inverno (JJA) e na primavera (SON) ocorreram aumentos dos níveis de vazão; no outono (MAM) nenhuma mudança significativa foi registrada e no verão (DJF), antes da formação do lago acusou aumento, mas após a barragem do reservatório registrou-se

uma queda no fluxo hídrico.

Como exposto anteriormente ao analisar os mapas dos três parâmetros aqui tratados, pode-se argumentar que essas diferenças no comportamento hídrico (*Vaz.*) parecem estar associadas com as tendências de aumento das *T-Méd.* inferidas na região analisada, Nesta mesma linha de raciocínio, julga-se que o comportamento das tendências (+)(+) detectadas na *T-Méd.* está relacionada às características geográficas da região. Ao analisar as Figuras 5, 6 e 7, percebe-se que nas subdivisões hidrográficas do Alto Tocantins e Araguaia prevalece o bioma Cerrado, justamente onde foram detectadas a maioria das tendências na temperatura. No entanto, na subdivisão denominada Baixo Tocantins, onde domina o bioma Amazônia, além do ecótono Amazônia-Cerrado, situado ao sul do Baixo Tocantins, ao norte do Tocantins e a noroeste e norte do Araguaia, também se identificou tendências positivas, porém em menor número, como se discutiu anteriormente.

Os resultados mostrados acima ainda não fornecem subsídios seguros para concluir o quanto às interferências antropogênicas têm modificado o clima e a situação hidrológica nessa região brasileira. Não obstante, a dificuldade em quantificar o papel de cada agente hidrológico e climático também se deve à deficiência de uma rede de estações medidoras melhor distribuídas, a falta de um entendimento coerente dos complexos processos climáticos, além das limitações impostas pelos atuais modelos hidroclimáticos.

4. CONCLUSÕES

De acordo com os dados obtidos tem-se que as análises exploratórias realizadas para as séries temporais sazonais (DJF, MAM, JJA e SON) das medidas hidroclimáticas (*T-méd.*, *Prec.* e *Vaz.*) na região do Tocantins e Araguaia indicaram que:

É Comparadas aos outros parâmetros, as 18 séries de *Prec.* tratadas quase não apresentaram tendências significativas nos períodos sazonais.

É Ao longo das quatro estações do ano foram identificadas mudanças no comportamento da *T-Méd.*, sendo essas ocorrências registradas com aumento dessa variável climática e localizadas principalmente ao longo do rio Tocantins e seus afluentes.

É Para o índice de *Vaz.*, as 27 estações da ANA revelaram distribuições de tendências diversificadas em cada período sazonal abordado. Em geral, tendências positivas foram registradas no rio Araguaia ao longo de todas as estações do ano. Porém, em DJF no rio Tocantins, registrou-se uma predominância de tendências negativas, a menos da localidade de Marabá-2 (PA) que registrou tendências com nível (+)(+). Durante MAM se registrou tendência negativa em três locais. Entretanto, nos períodos de JJA e SON no rio Tocantins houve a confirmação de poucas tendências, sendo todas positivas com nível de significância (+)(+).

Em resumo, analisando os resultados estatísticos encontrados por meio das análises exploratórias dos dados nos períodos abordados, conclui-se que, em termos gerais, existe uma possível tendência de aumento das temperaturas anuais na região da bacia hidrográfica do Tocantins e Araguaia. Esses aumentos térmicos devem ter afetado os índices de vazão, em particular no rio Tocantins desde a nascente até a Barragem de Tucuruí.

Os resultados aqui apresentados alertam para o cuidado que se deve ter ao apontar as possíveis causas de mudanças observadas nas séries, tendo em vista a complexidade em associar essas alterações com as variações naturais do clima e as influências antropogênicas.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANA. Agência Nacional de Águas. CONJUNTURA DOS RECURSOS HÍDRICOS NO BRASIL. INFORME - 2013. Disponível em: <http://arquivos.ana.gov.br/institucional/spr/conjuntura/webSite_relatorioConjuntura/projeto/index.html> Acessado em: 06 ago. 2014.

ANA. Agência Nacional de Águas. HIDROWEB - 2014. Disponível em: <<http://hidroweb.ana.gov.br>>. Acessado em: 03 ago. 2014.

- BACK, A. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, n.5, p.717-726, 2001.
- BLAIN, G. C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no Estado de São Paulo: variações e tendências climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.25, n.1, p.114-124, 2010.
- BLAIN, G. C.; PICOLI, M. C. A.; LULU, J. Análises estatísticas das tendências de elevação nas séries anuais de temperatura mínima do ar no Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.68, n.3, p.807-815, 2009.
- GROPPO, J. D.; MILDE, L. C. E.; GUAMERO, M. E.; MORAES, J. M.; MARTINELLI, L. A. Análise de séries temporais de vazão e precipitação na Bacia do Rio Piracicaba. **Revista de Ciência & Tecnologia**, Piracicaba, v.8, n.18, p.109-117, 2001.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. CENSO DEMOGRÁFICO DE 2010. Disponível em: <<http://cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>>. Acessado em: 02 out. 2014.
- INMET. Instituto Nacional de Meteorologia. BANCO DE DADOS PARA PESQUISA E ENSINO ó BDMEP - 2014. Disponível em: (<http://inmet.gov.br>). Acessado em: 06 jul. 2014.
- IPCC. 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: <http://ipcc-wg2.gov/AR5/images/uploads/WG2AR5_SPM_FINAL.pdf>. Acessado em: 15 ago. 2014.
- KARL, T. R.; DIAZ, H. F.; KUKLA, G. Urbanization: its detection and effect in the United States climate record. **Journal of Climate**, Boston, v.1, n.11, p.1099-1123, 1988.
- MARENGO, J. A.; TOMASELLA, J.; NOBRE, C. A. Mudanças climáticas e recursos hídricos. In: ÁGUAS DO BRASIL: ANÁLISES ESTRATÉGICAS. Capítulo 12, 224p. 2010. Rio de Janeiro. <<http://abc.org.br/IMG/pdf/doc-818.pdf>>. Acessado em: 10 dez. 2013.
- MEEHL, G. A.; STOCKER, T. F.; COLLINS, W. D.; FRIEDLINGSTEIN, P.; GAYE, A. T.; GREGORY, M.; KITO, A.; KNUTTI, R.; MURPHY, J. M.; NODA, A.; RAPER, S. C. B.; WATTERSON, I. G.; WEAVER, A. J.; ZHAO, Z. C. Global climate projections. In: CLIMATE CHANGE: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. 2007. Cambridge. Cambridge University Press, p.749-844, 2007.
- MINUZZI, R. B. Tendências na variabilidade climática de Santa Catarina, Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n.12, p.1288-1293, 2010.
- MMA. Ministério do Meio Ambiente. CADERNO DA REGIÃO HIDROGRÁFICA DO TOCANTINS-ARAGUAIA, Secretaria de Recursos Hídricos. Brasília: MMA, 132 p. 2006.
- MMA. Ministério do Meio Ambiente. CONTROLE E PREVENÇÃO DO DESMATAMENTO. 2014. Disponível em: <<http://mma.gov.br/florestas/controle-e-prevenção-do-desmatamento>>. Acessado em: 09/10/2014.
- PENEREIRO, J. C.; ORLANDO, D. V. Análises de tendência em séries temporais anuais de dados climáticos e hidrológicos na bacia do rio Parnaíba entre os Estados do Maranhão e Piauí/Brasil. **Revista Geográfica Acadêmica**, Boa Vista, v.7, n.2, p.5-21, 2013.
- PETTITT, A. N. A non-parametric approach to the change-point problem. **Applied Statistics**, Londres, v.28, n.2, p.126-135, 1999.
- PINHEIRO, A.; GRACIANO, R. L. G.; SEVERO, D. L. Tendência das series temporais de precipitação da região sul do Brasil. **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.28, n.3, p.281-290, 2013.
- SANSIGOLO, C. A. Distribuições de extremos de precipitação diária, temperatura máxima e mínima e velocidade do vento em Piracicaba, SP (1917-2006). **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.23, n.3, p.314-346, 2008.
- 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**, Amsterdam, v.101, n.1, p.209-216, 2010.
- SANSIGOLO, C. A.; NERY, J. T. Distribuição de extremos de temperatura mínima no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v.8, n.2, p.247-253, 2000.



SANTOS, D. N.; SILVA, V. P. R.; SOUSA, F. A. S.; SILVA, R. A. Estudo de alguns cenários climáticos para o Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n.5, p.492-500, 2010.

SELLO, S. Time series forecasting: a nonlinear dynamics approach. 1999. <<http://arxiv.org/abs/physics/9906035>>. Acessado em: 21 jun. 2014.

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**, Campina Grande, v.2 n.1, p.111-114, 1998.

SNEYERS, R. Sur l'analyse statistique des séries d'observations. **Organisation Météorologique Mondial**, , Geneva, 192p., 1975.

TOLEDO, K. Quinto relatório do IPCC mostra intensificação das mudanças climáticas. **Agência FAPESP**. 2013. <<http://agencia.fapesp.br/17944>>. Acessado em: 30/09/2013.

XU, C. -Y.; SINGH, V. P. Review on Regional Water Resources Assessment Models under Stationary and Changing Climate. **Water Resources Management**, Amsterdam, v.18, n. 6, p.591-612, 2004.