

ANÁLISES DE TENDÊNCIAS EM SÉRIES TEMPORAIS ANUAIS DE DADOS CLIMÁTICOS E HIDROLÓGICOS NA BACIA DO RIO PARNAÍBA ENTRE OS ESTADOS DO MARANHÃO E PIAUÍ/BRASIL

ANALYSIS OF TRENDS IN ANNUAL TIME SERIES OF HYDROLOGICAL AND CLIMATIC DATA IN THE PARNAÍBA RIVER BASIN BETWEEN MARANHÃO AND PIAUÍ STATES, BRAZIL

Júlio César Penereiro

Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação em Infraestrutura Urbana da PUC-Campinas/CEATEC
jcp@puc-campinas.edu.br

Diogo Vieira Orlando

Graduando em Engenharia Ambiental PUC-Campinas/CEATEC ó Bolsista FAPIC/PUC-Campinas
diogo.vo@puc-campinas.edu.br

RESUMO

O objetivo deste estudo foi identificar a ocorrência de tendências em séries temporais relativas aos índices anuais de precipitação pluviométrica, das temperaturas mínima, média e máxima e de vazão em rios, registradas em localidades pertencentes à bacia hidrográfica do rio Parnaíba, no nordeste do Brasil. Procurou-se identificar, por meio de testes estatísticos, pontos de mudança no comportamento hidrológico e climático em séries temporais que, dependendo da localidade, possuem diferentes períodos de intervalo de tempo. Utilizaram-se a Análise de Regressão Linear e os testes não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt. Os resultados, apresentados em forma de gráficos, tabelas e mapas, confirmam que a maioria dos locais avaliados não registrou tendências, em particular na precipitação pluviométrica e na vazão de rios. Contudo, as análises dos dados das temperaturas revelaram vários locais com tendências significativas confirmadas naquela região brasileira.

Palavras-chave: Tendência hidro-climática, séries temporais, testes estatísticos, bacia do rio Parnaíba.

ABSTRACT

The aim of this study was to identify trends, in annual time series, of rainfall, minimum, average and maximum temperatures and flow of rivers, registered in localities that belong to the Parnaíba river basin, in northeast of Brazil. We aimed to identify through statistical tests, points of change in the hydrologic and climatic behaviour in time series which, depending on the locality, have different periods of time. Linear Regression Analysis and nonparametric tests of Mann-Kendall and Pettitt tests were used. The results, presented in the form of graphs, tables and maps, confirm that the majority of sites evaluated did not record trends, particularly in precipitation and flow of rivers. However, the analysis of temperatures data revealed that significant trends were confirmed in several locations of that Brazilian region.

Keywords: Hydro-climatic trends, time series, statistical tests, Parnaíba river basin.

1. INTRODUÇÃO

Um dos temas que vem ocupando o meio científico e acadêmico nas últimas duas décadas está relacionado à identificação de evidências científicas que expliquem as mudanças do clima em nível mundial. Isso ocorre porque estudar as alterações climáticas ocorridas no passado possibilita compreender melhor as variabilidades inferidas no presente, além de subsidiar elementos para melhor averiguação do comportamento do clima futuro. Este último aspecto pode ser melhor compreendido ao efetuar projeções geradas por modelos climáticos que levam em consideração diferentes aspectos socioeconômicos, como uso da terra, concentrações de Gases de Efeito Estufa (GEE), dentre outros fatores (Marengo, 2007; Marengo *et al.*, 2010).

Segundo o Quarto e Quinto Relatório Científico do Painel Intergovernamental das Mudanças Climáticas (IPCC, na sigla em inglês) das Nações Unidas, desde meados da década de 1970 são evidenciadas variações nos parâmetros climáticos, sendo possível afirmar inequivocamente que uma parte da variabilidade do clima seja uma consequência do atual aquecimento global observado (Meehl *et al.*, 2007; Toledo, 2013). As principais conclusões extraídas desses relatórios sugerem com grau superior a 90% de confiabilidade, que o aquecimento global verificado nas últimas décadas está relacionado às atividades dos seres humanos no ambiente, especialmente devido aos desmatamentos, queimadas, emissões de GEE e partículas de aerossóis, além da crescente urbanização sem planejamento e o uso do solo de forma inadequada (Karl *et al.*, 1988). Não obstante a essas interferências, sabe-se que a disponibilidade dos recursos hídricos depende, principalmente, do clima e de suas alterações em diversas escalas de tempo.

Diversos estudos sobre mudanças climáticas no Brasil revelam que o país tem experimentado alterações, em particular na região semiárida. Neste aspecto, apesar de chover tanto quanto em muitas outras regiões do mundo, a região do Nordeste brasileiro é frequentemente afetada pela ocorrência de secas com perdas parciais ou totais da agricultura, além de comprometer o abastecimento da população com água devido à irregularidade da estação chuvosa na região, com predominância de chuvas intensas e de curta duração (Silva *et al.*, 1998). Essas irregularidades climáticas levam a esses eventos, que acarretam enormes prejuízos econômicos, além de causar um forte impacto social aos habitantes daquela região.

Não obstante, na Região Nordeste ocorre grande quantidade de rios classificados com criticidade quantitativa devido à baixa disponibilidade hídrica dos corpos d'água, estimada em $320,4 \text{ (m}^3 \text{ s}^{-1}\text{)}$, o que representa 0,4% do montante nacional (ANA, 2013a). 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, 2013a).

Estudos sobre a variabilidade dos parâmetros climáticos locais em bacias hidrográficas são importantes para verificar o comportamento desses sistemas hídricos ao longo dos anos. Essa conduta possibilita ter uma melhor compreensão desses sistemas ambientais e, com isso, abre a possibilidade de realizar previsões visando o planejamento dos recursos hídricos, como construções de reservatórios para abastecimento de cidades e para a geração de energia elétrica, dentre outros (Marengo, 2008; Marengo *et al.*, 2010).

O presente trabalho teve o intuito de realizar um diagnóstico sobre os comportamentos climáticos e hidrológicos na região da bacia hidrográfica do rio Parnaíba, considerada hidrológicamente a segunda mais importante da Região Nordeste do Brasil, depois da bacia do rio São Francisco. Essa região brasileira apresenta grandes diferenças inter-regionais tanto no que tange ao desenvolvimento econômico e social quanto à disponibilidade de recursos hídricos. Neste sentido, o propósito principal desse trabalho foi o de analisar a ocorrência de tendência em séries temporais de dados hidro-climáticos medidos em locais distribuídos pela bacia do rio Parnaíba. Para tanto, aplicou-se às variáveis hidro-climáticas métodos estatísticos paramétricos, como o da regressão linear, e não paramétricos como os de Mann-Kendall e de Pettitt no intuito de procurar indícios de tendências e mudanças bruscas nas médias anuais. Esse último propósito é utilizado na tentativa de realizar um estudo exploratório da localização de eventuais mudanças e verificar se está relacionado à origem natural ou antrópica.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Área de Estudo: localização geográfica e climatológica da região

A bacia hidrográfica do rio Parnaíba ocupa uma área de 333.056 km², o equivalente a 3,9% do território brasileiro, e drena a quase totalidade do estado do Piauí (99%), parte do Maranhão (19%) e do Ceará (10%). O principal rio, o Parnaíba, possui aproximadamente 1.400 km de extensão sendo que a maioria dos afluentes são perenes, mas supridos por águas pluviais e subterrâneas (ANA, 2013a). A Figura 1 mostra o percurso do Parnaíba e seus principais afluentes, onde se destacam os rios: Balsas, situado no Maranhão; Poti, Portinho, Canindé, Uruçuí-Preto, Gurguéia e Longá, todos no Piauí.

No ano de 2010, a população total estimada na região dessa bacia era de 4.152.865 pessoas, das quais 35% encontravam-se na área rural. Assim, a densidade demográfica na época era de 12,5 (hab. km⁻²), com destaque para a unidade hidrográfica de Poti, local da capital piauiense, Teresina, com índice de urbanização de 92% (ANA, 2013a). Em 2010 uma média de 91% da população era abastecida por água, o que equivalia à média nacional. Porém, a situação já era crítica em relação aos serviços de rede de esgoto sanitário, pois apresentava um valor médio de 10%, muito inferior da média nacional que era de 62% para aquela época.

A variabilidade interanual das precipitações na região, tanto em escala temporal quanto espacial, está relacionada com as mudanças nas configurações de circulação atmosférica de grande escala e com a influência dos oceanos Pacífico e Atlântico na atmosfera. Neste sentido, os principais mecanismos físicos atuantes são: a Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), atuante entre março e abril, com ocorrência da máxima precipitação com níveis entre 1.000 e 1.200 (mm ano⁻¹) e a Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), acarretando as brisas marítimas e terrestres, além dos sistemas pré-frontais e de convecção local (Hastenrath; Heller, 1977).

2.2. Dados utilizados

Utilizaram-se os dados climáticos diários medidos na superfície de precipitação pluvial (*Prec.*) e temperatura mínima (*T-mín.*), média (*T-méd.*) e máxima (*T-máx.*) do ar, pertencentes ao Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP) do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET, 2013). Na presente amostra foram selecionadas 24 estações meteorológicas, sendo 12 localizadas no Maranhão (MA) e 12 no Piauí (PI).

Em relação às informações hidrológicas, trabalhou-se com dados diários de vazão (*Vaz.*) nas estações medidoras próximas às margens do rio Parnaíba e seus afluentes. Esses dados estão disponibilizados no banco de dados da Agência Nacional de Águas (ANA, 2013b). Das 40 estações medidoras disponibilizadas pela ANA localizadas na região da bacia do rio Parnaíba, foram selecionadas 18 estações.

Todas as informações das séries temporais aqui tratadas estão resumidas nas Tabelas 1 (para os dados climáticos) e 2 (para os dados hidrológicos). Nestas tabelas destacam-se as identificações (#), para eventuais análises e comparações com relações 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.

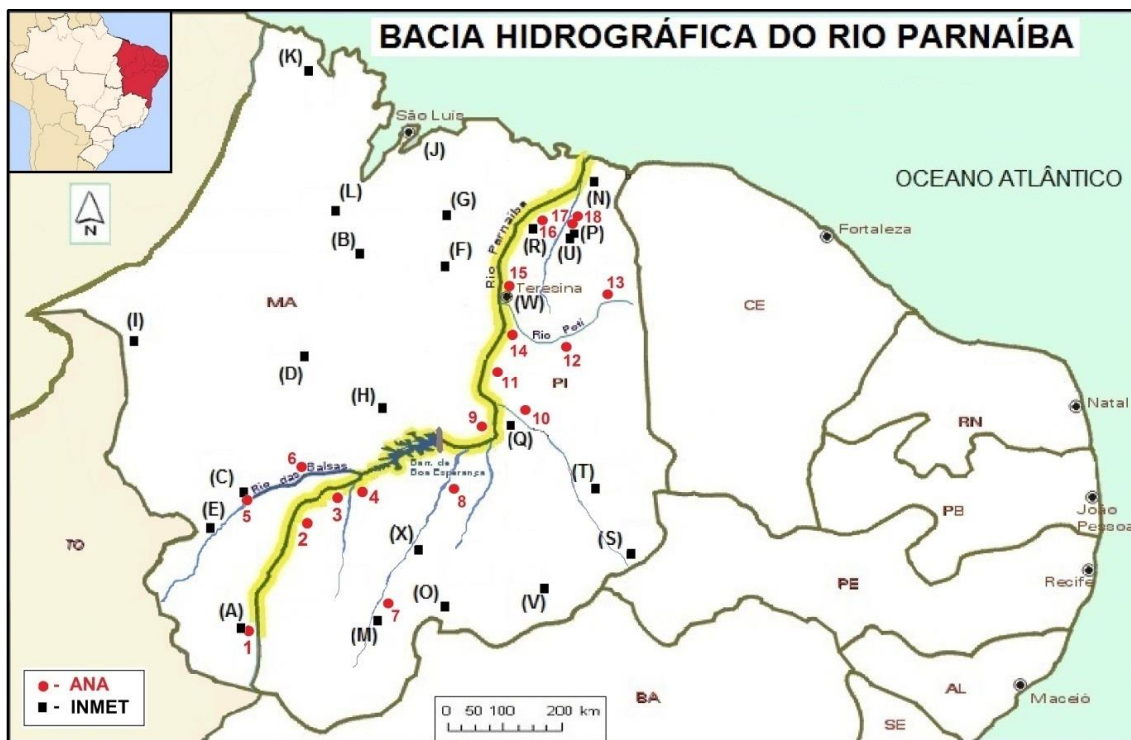


Figura 1 ó Localização geográfica das estações medidoras do INMET e da ANA.

De posse dos dados, os mesmos foram organizados e tratados 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 parâmetros hidro-climáticos, além da realização de análises estatísticas acuradas.

Como forma de minimizar a eventual ocorrência de falhas nas medições de uma determinada série, optou-se pela utilização 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 esses erros. Para aquelas falhas de 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, eliminaram-se 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. Isso justifica as diferenças entre os períodos das séries temporais de cada localidade, como se constata na última coluna das Tabelas 1 e 2. Vale comentar que as medidas climáticas realizadas na cidade maranhense de Parnaíba, que também está disponível no banco de dados do BDMEP, apresentaram-se com grandes falhas intercaladas. Por esse motivo essa localidade foi descartada da amostra final.

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

#	Cidade	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Alt. (m)	Período (anos)
A	Alto Parnaíba (MA)	82970	-9,10	-45,93	285,05	1977-2011
B	Bacabal (MA)	82460	-4,21	-44,76	25,07	1976-2011
C	Balsas (MA)	82768	-7,53	-46,03	259,38	1977-2011
D	Barra do Corda (MA)	82571	-5,50	-45,23	153,00	1983-2011
E	Carolina (MA)	82765	-7,33	-47,46	192,83	1969-2011
F	Caxias (MA)	82476	-4,86	-43,35	103,56	1961-2011
G	Chapadinha (MA)	82382	-3,73	-43,35	103,50	1978-2011
H	Colinas (MA)	82676	-6,03	-44,25	179,75	1976-2011
I	Imperatriz (MA)	82564	-5,53	-47,48	123,30	1976-2012
J	São Luís (MA)	82280	2,53	-44,21	50,86	1971-2011
K	Turialvo (MA)	82198	-1,56	-45,36	44,06	1976-2012
L	Zé Doca (MA)	82376	-3,26	-45,65	45,28	1976-2012
M	Bom Jesus do Piauí (PI)	82975	-9,10	-44,11	331,74	1971-2012
N	Caldeirão (PI)	82474	-4,28	-41,80	160,00	1992-2012
O	Caracol (PI)	82976	-9,28	-43,33	522,77	1992-2012
P	Esperantina (PI)	82298	-3,90	-42,25	87,605	1992-2012
Q	Floriano (PI)	82678	-6,76	-43,01	123,27	1992-2012
R	Luzilândia (PI)	82296	-3,41	-42,28	49,00	1994-2012
S	Paulistana (PI)	82882	-8,13	-41,13	374,22	1994-2012
T	Picos (PI)	82780	-7,03	-41,48	207,93	1994-2012
U	Piripiri (PI)	82480	-4,26	-41,78	161,12	1994-2012
V	São João do Piauí (PI)	82879	-8,35	-42,25	235,33	1995-2011
W	Teresina (PI)	82578	-5,08	-42,81	74,81	1993-2012
X	Vale do Gurguéia (PI)	82870	-8,41	-43,71	265,00	1995-2011

Tabela 2 6 Relação dos locais com as estações medidoras da ANA.

#	Cidade	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Período (anos)
1	Alto Parnaíba (MA)	34020000	-9,11	-45,93	1966-2007
2	Ribeiro Gonçalves (PI)	34060000	-7,57	-45,25	1966-2007
3	Uruçuí (PI)	34070000	-7,38	-44,83	1984-2007
4	Uruçuí (PI)	34090000	-7,39	-44,61	1965-2007
5	Balsas (MA)	34130000	-7,53	-46,04	1966-2007
6	São Félix das Balsas (MA)	34170000	-7,08	-44,81	1963-2007
7	Cristino Castro (PI)	34251000	-8,79	-44,21	1963-2007
8	Jerumenha (PI)	34270000	-7,25	-43,64	1973-2007
9	Barão de Grajaú (MA)	34311000	-6,76	-43,03	1983-2007
10	Francisco Ayres (PI)	34600000	-6,62	-42,70	1983-2007
11	Palmeirais (PI)	34660000	-5,57	-43,02	1967-2007
12	Prata do Piauí (PI)	34770000	-5,67	-42,21	1973-2007
13	Castelo do Piauí (PI)	34750000	-5,22	-41,74	1964-2007
14	Teresina (PI)	34789000	-5,20	-42,70	1963-2007
15	Teresina (PI)	34690000	-5,14	-42,81	1981-2007
16	Luzilândia (PI)	34879500	-3,45	-42,37	1982-2007
17	Esperantina (PI)	34940000	-3,90	-42,23	1973-2007
18	São José do Divino (PI)	34980000	-3,72	-41,97	1965-2007

Como anunciado anteriormente, as análises estatísticas empregadas foram os métodos paramétricos (regressão linear) e não paramétricos (de Mann-Kendall e de Pettitt). A seguir, as formulações desses métodos são descritas de forma resumida.

2.3. Análise estatística paramétrica

A análise de regressão linear foi utilizada 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 no mesmo. Para a suavização seguiu-se a sugestão apresentada por Sello (1999), que usou a seguinte relação para uma dada série temporal:

$$\bar{V}_n = \frac{1}{6} \left[\sum_{i=n-2}^{n+2} V_i + \frac{1}{2}(V_{n+3} + V_{n-3}) \right] \quad (1)$$

em que, (\bar{V}_n) representa o valor médio da variável em estudo para o i -ésimo mês (V_i).

Em seguida, tanto para os pontos médios como para os suavizados, aplicou-se o ajuste da equação da reta de tendência:

$$Y = a \cdot (x) + b \quad (2)$$

em que, \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 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.

2.4. Análises estatísticas não paramétricas

O teste sequencial de Mann-Kendall (Sneyers, 1975) é uma análise estatística não paramétrica que considera a hipótese de estabilidade de uma série temporal cuja sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples) (Pinheiro *et al.*, 2013).

O teste considera 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 séries com grande número de termos (N), sob a hipótese nula de ausência de tendência (H_0), t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância dada por:

$$E(t_n) = \frac{N(N-1)}{4} \quad (3)$$

$$\text{var}(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72} \quad (4)$$

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 equação:

$$U(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{\text{var}(t_n)}} \quad (5)$$

O valor da probabilidade α_1 é calculado por meio de uma tabela de distribuição normal padronizada, tal que: $\alpha_1 = \text{prob}(|U| > |U(t_n)|)$. Sendo α_0 o nível de significância do teste (geralmente $\alpha_0 = 0,05$), a hipótese nula (H_0) é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$. Caso a hipótese seja 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 ($U(t_n) < 0$).

O ponto de início de uma mudança na série pode ser determinado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. Neste caso, a equação $U(t_n)$ é calculada no sentido direto da série, partindo do valor $i=1$ até $i=N$, gerando a estatística $-1,65 < U(t_n) < 1,96$, sendo os valores dos intervalos bilaterais $-1,65$ a $1,65$ e $-1,96$ a $1,96$ correspondentes a $\alpha_0 = 0,10$ (em 10%) e $\alpha_0 = 0,05$ (em 5%), respectivamente. Aplicando o mesmo princípio, isto é, 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. No entanto, esse procedimento só é significativo caso o ponto de intersecção ocorra dentro do intervalo de significância bilateral $-1,65$ a $1,96$.

Em seguida, cada série temporal foi submetida ao teste de homogeneidade de Pettitt verificando se duas amostras Y_1, Y_2, \dots, Y_t e $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_T$ pertencem à mesma população (Pettitt, 1979). Trata-se de um teste não paramétrico utilizado para identificar o ponto de descontinuidade numa série (Yu *et al.*, 2006).

O procedimento é feito calculando a estatística $U_{t,T}$ por meio de uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda amostra, de acordo com a equação:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_i - Y_j); \quad \text{para } t = 2, \dots, T \quad (6)$$

em que, $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$ e $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

O cálculo de $U_{t,T}$ é realizado para valores de $1 \leq t \leq T$. Para cada ponto t da série calcula-se a soma das

classes Desta forma, obtém-se a estatística $K(t)$ do teste por meio do máximo valor absoluto de $U_{t,T}$. É esta estatística $K(t)$ quem localiza o ponto em que houve a mudança brusca na média de uma série temporal, sendo que, neste caso, o intervalo de significância pode ser avaliado por meio de:

$$p \cong 2 \cdot e^{\left(\frac{-6 \cdot K(t)^2}{T^3 - T^2} \right)} \quad (7)$$

O ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de t ocorre para o máximo valor de $K(t)$. Isso é feito invertendo a equação precedente para inferir os valores críticos (mínimo ou máximo) de $K(t)$ pela relação:

$$K_{crit.} = \pm \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right) \cdot (T^3 + T^2)}{6}} \quad (8)$$

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

Usam-se os testes de Mann-Kendall e de Pettitt combinados, isto é, realizando análises em conjunto para que se possa identificar e localizar quando uma possível tendência na série temporal passou a existir. De acordo com Sansigolo e Nery (2000), esses são os melhores procedimentos de análises visto que possuem um maior embasamento estatístico para modelos teóricos de descrição climática e hidrológica.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análises dos testes paramétricos

Realizaram-se os cálculos das médias móveis e suavizações para ajuste da linha de tendência e a análise de regressão linear para todas as séries temporais comentadas nas Tabelas 1 e 2. Após esses cálculos, gráficos dos comportamentos das séries foram gerados com o intuito de identificar características e peculiaridades, tais como a eventual existência de heterogeneidades e mudanças abruptas, além de constituir uma ferramenta adicional de interpretação estatística.

Da quarta à sexta coluna da Tabela 3 são apresentados os valores dos coeficientes \tilde{a} e \tilde{o} , do R^2 e do intervalo de confiança IC em 95% de cada grandeza climática (T -mín., T -méd., T -máx. e $Prec.$). Similarmente, da terceira à quinta coluna da Tabela 4 estão apresentados os ajustes dos dados hidrológicos ($Vaz.$) calculados para os dados suavizados de todas as localidades tratadas neste levantamento.

Ao analisar a Tabela 3 constata-se que, entre as 24 estações do INMET, o correspondente a 96 séries temporais trabalhadas, grande parte (83%) acusou aumento ($a > 0$), em particular nos índices das temperaturas. A maior parte das diminuições ($a < 0$) registradas coube à precipitação pluviométrica (16%). Não obstante, a Tabela 4 revela que para os dados de vazão, do total das 18 estações avaliadas da ANA, em apenas um local situado no estado do Piauí, no município de Uruçuí (na Fazenda Bandeira), foi registrado aumento dessa variável, o que corresponde a 6% dos casos. Nas outras 17 localidades tratadas foram inferidas diminuições ($a < 0$) desse índice hidrológico.

Em relação à qualidade dos ajustes efetuados, quanto mais próximo da unidade o índice R^2 menor a dispersão dos dados e, conseqüentemente, melhor o ajuste efetuado. As informações contidas nas Tabelas 3 e 4 apresentaram um amplo intervalo de valores, estando entre 0,0004 (para $Prec.$ na cidade de Imperatriz, MA) e 0,9959 (para T -máx. em Luzilândia, PI), o que atesta a ampla diversificação dos dados aqui tratados. Quanto ao valor de IC , que indica a probabilidade do coeficiente angular de uma variável encontrar-se no intervalo inferior e superior calculado de 95% dos dados, os valores dependem da variável que está sendo tratada. Devido a isso, uma grande distribuição de intervalos de IC foi identificada nas Tabelas 3 e 4, tornando esse tipo de análise limitado. Foi devido a essa insegurança que se decidiu empregar os métodos estatísticos não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt, descritos anteriormente.

3.2 Análises dos testes não paramétricos

Os testes de Mann-Kendall e de Pettitt foram aplicados em todas as séries temporais das variáveis hidro-climáticas envolvidas neste levantamento, sendo que algumas formas gráficas estão mostradas nas figuras 2 e 3 a seguir. Nos gráficos dessas figuras as linhas horizontais tracejadas e pontilhadas 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 presente levantamento optou-se por estabelecer um critério que expressasse os resultados dos dois testes, para tanto se utilizou a seguinte convenção: o sinal (+)(+) para uma tendência positiva confirmada entre 5% e 10% dos níveis dos intervalos de confiança e o sinal (+) se for acima de 10% do nível do intervalo de confiança. De maneira análoga, usou-se os sinais (ó)(ó) e (ó) para tendência negativa confirmada, respectivamente. Caso não houvesse condições de confirmar tendência um sinal de interrogação (?) foi adotado para o teste empregado à série temporal. Esta convenção está contida nas Tabelas 3 e 4 onde estão apresentados, nas colunas correspondentes, os resultados inferidos após a aplicação dos dois testes estatísticos não paramétricos.

Na sequência são apresentados e analisados na Figura 2 os casos dos comportamentos inferidos para os dados de duas séries climáticas, nas cidades de Bom Jesus do Piauí (PI) e Colinas (MA).

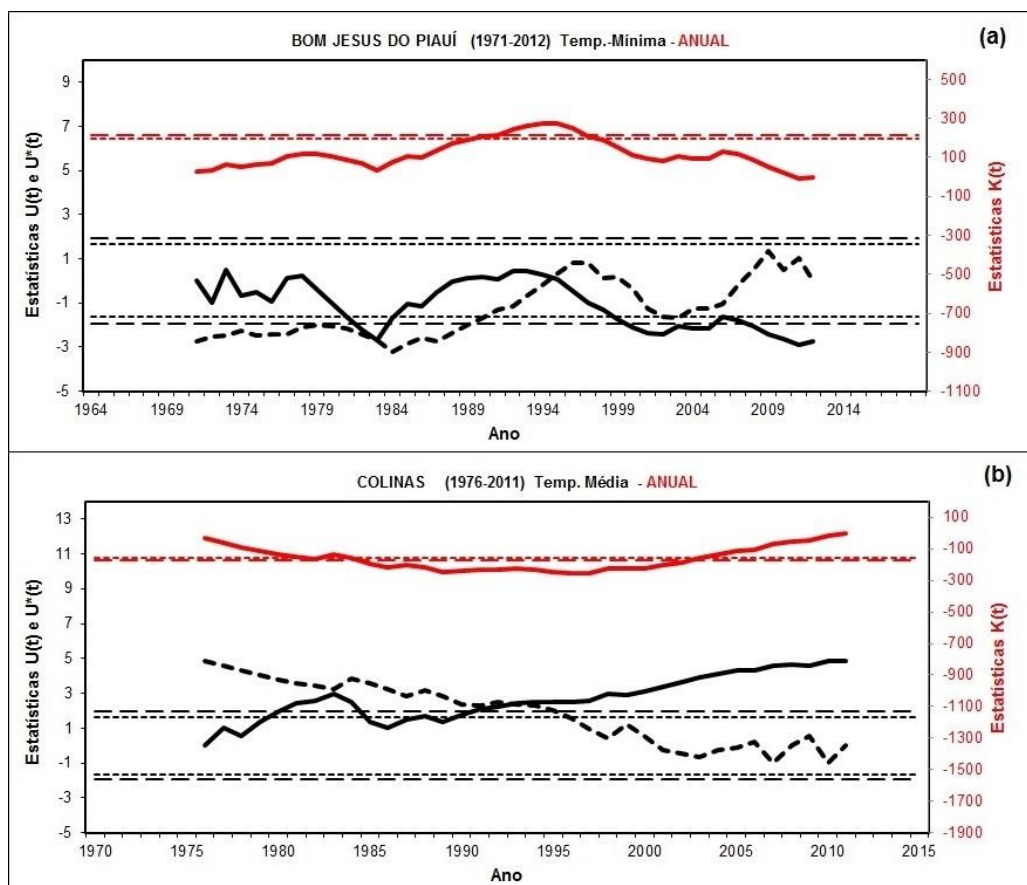


Figura 2 Estatísticas de Mann-Kendall (inferior e em preto) e de Pettitt (superior em vermelho) para medidas climáticas das cidades: (a) Bom Jesus do Piauí, PI e (b) Colinas, MA.

Ao analisar o comportamento da T -mín. medida na cidade de Bom Jesus do Piauí (Figura 2a) os testes de Mann-Kendall e de Pettitt confirmam o registro de tendência negativa com nível $(\hat{\alpha})(\hat{\alpha})$ a partir de 1995, pois as curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ cruzaram-se entre os intervalos de confiança na data de 1995 e o ponto de mudança brusca de $K(t)$, ocorreu ao cruzar os limites críticos estabelecidos de 5% e 10% também em 1995.

Para a T -méd. medida em Colinas (Figura 2b), nenhuma tendência pode ser confirmada visto que o cruzamento das curvas estatísticas no teste Mann-Kendall ocorreu fora dos intervalos de confiança de $\pm 5\%$ e $\pm 10\%$, em que pese a curva estatística do teste de Pettitt ter cruzado os dois níveis de significância e registrado valor mínimo em 1997.

As três últimas colunas da Tabela 3 resumem todas as análises não paramétricas efetuadas para os dados provenientes do INMET. Nesta tabela encontram-se, para cada localidade analisada, os resultados acusados por cada um dos testes em cada série.

Na Figura 3 são apresentados e analisados os comportamentos de duas séries hidrológicas nas estações medidoras da ANA. Na localidade de Barão de Grajaú (MA), localizada no rio Parnaíba, e na localidade de Tinguis (PI), na margem do rio Longá.

Tabela 3 ó Resultados das análises de regressão linear pela suavização dos dados e os testes não paramétricos inferidos para as variáveis climáticas medidas pelo INMET.

#	Cidade	Série	a	R ²	IC (95%)	Mann-Kendall	Pettitt	Tendência
A	Alto Parnaíba (MA)	T-Mín.	+0,0187	0,7379	+0,0137/+0,0238	(+)(+)1983	(+)(+)1986	(+)(+)1986
		T-Méd.	+0,0308	0,9695	60,0283/+0,0333	(?)	(+)(+)1997	(?)
		T-Máx.	+0,0433	0,9526	60,0389/+0,0477	(+)(+)1989	(+)(+)1989	(+)(+)1989
		Precip.	62,4216	0,9564	65,8007/+0,9576	(?)	(?)	(?)
B	Bacabal (MA)	T-Mín.	+0,0655	0,6246	+0,0431/+0,0880	(+)(+)1999	(+)(+)1997	(+)(+)1997
		T-Méd.	+0,0499	0,9363	60,0441/60,0556	(+)(+)1997	(+)(+)1997	(+)(+)1997
		T-Máx.	+0,0570	0,8068	+0,0447/+0,0693	(+)(+)1990	(+)(+)1990	(+)(+)1990
		Precip.	+10,1496	0,7646	+7,6596/+12,6396	(?)	(?)	(?)
C	Balsas (MA)	T-Mín.	+0,0052	0,0875	60,0024/+0,0129	(?)	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0325	0,9658	+0,0297/+0,0353	(+)1992	(+)(+)1992	(+)(+)1992
		T-Máx.	+0,0570	0,9554	+0,0514/+0,0625	(+)(+)2000	(+)(+)2000	(+)(+)2000
		Precip.	+0,6632	0,0131	61,9529/+3,2793	(?)	(?)	(?)
D	Barra do Corda (MA)	T-Mín.	+0,1029	0,7645	+0,0714/+0,1343	(+)(+)2003	(+)(+)2003	(+)(+)2003
		T-Méd.	+0,0767	0,8998	+0,0626/+0,0907	(+)(+)2002	(+)(+)2000	(+)(+)2000
		T-Máx.	+0,0504	0,9453	+0,0437/+0,0571	(+)(+)2000	(+)(+)2001	(+)(+)2001
		Precip.	+0,8659	0,0118	63,5014/+5,2332	(?)	(?)	(?)
E	Carolina (MA)	T-Mín.	+0,0496	0,9679	+0,0462/+0,0529	(+)(+)1995	(+)(+)1997	(+)(+)1997
		T-Méd.	+0,0524	0,9738	+0,0491/+0,0556	(?)	(+)(+)1997	(?)
		T-Máx.	+0,0609	0,9549	+0,0559/+0,0659	(+)1992	(+)(+)1990	(+)(+)1990
		Precip.	63,4631	0,6064	+2,4034/+4,5229	(?)	(?)	(?)
F	Caxias (MA)	T-Mín.	+0,0314	0,6523	+0,0238/+0,0391	(+)(+)1997	(+)(+)1995	(+)(+)1995
		T-Méd.	+0,0369	0,6798	+0,0284/60,0453	(+)(+)1998	(+)(+)1995	(+)(+)1995
		T-Máx.	+0,0277	0,3486	+0,0151/+0,0403	(+)(+)2002	(+)(+)1996	(?)
		Precip.	+0,8822	0,0109	61,9130/+3,6779	(?)	(?)	(?)
G	Chapadinha (MA)	T-Mín.	+0,0335	0,8935	+0,0281/+0,0389	(+)(+)1991	(+)(+)1991	(+)(+)1991
		T-Méd.	+0,0662	0,6534	+0,0437/+0,0887	(?)	(+)(+)1991	(?)
		T-Máx.	+0,0478	0,9640	+0,0435/+0,0522	(+)(+)1998	(+)(+)1996	(+)(+)1996
		Precip.	+3,2355	0,0986	61,3263/+7,7973	(+)(+)1983	(+)(+)1983	(+)(+)1983
H	Colinas (MA)	T-Mín.	+0,0189	0,7658	+0,0143/+0,0236	(+)(+)1995	(+)(+)1997	(+)(+)1997
		T-Méd.	+0,0368	0,9766	+0,0343/+0,0393	(?)	(+)(+)1997	(?)
		T-Máx.	+0,0533	0,9543	+0,0482/+0,0585	(-)1992	(+)(+)1990	(+)(+)1990
		Precip.	+3,6263	0,3200	+1,2898/+5,9667	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0421	0,6658	+0,0292/+0,0550	(+)1988	(+)(+)1988	(+)(+)1988

I	Imperatriz (MA)	T-Méd.	+0,0562	0,9454	+0,0503/+0,0619	(+)(+)1991	(+)(+)1990	(+)(+)1990
		T-Máx.	+0,0734	0,9658	+0,0674/+0,0794	(?)	(+)(+)1995	(?)
		Precip.	610,1879	0,0004	64,4240/+4,0481	(+)(+)1983	(+)1983	(+)1983
J	São Luís (MA)	T-Mín.	+0,0205	0,9596	+0,0188/+0,0221	(+)(+)1991	(+)(+)1991	(+)(+)1991
		T-Méd.	+0,0311	0,9750	+0,0292/+0,0331	(?)	(+)(+)1991	(?)
		T-Máx.	+0,0418	0,9631	+0,0386/+0,0450	(+)1991	(+)(+)1991	(+)(+)1991
K	Turiaçu (MA)	Precip.	+0,4947	0,0024	63,4590/+4,4485	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0136	0,1924	+0,0016/+0,0255	(?)	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0351	0,8322	+0,0283/+0,0419	(+)(+)1991	(+)(+)1990	(+)(+)1990
L	Zé Doca (MA)	T-Máx.	+0,0537	0,9920	+0,0516/+0,0557	(?)	(+)(+)1996	(?)
		Precip.	+3,4067	0,0851	61,4110/+8,2240	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0549	0,9287	+0,0484/+0,0615	(?)	(+)(+)1994	(?)
M	Bom Jesus do Piauí (PI)	T-Méd.	+0,0435	0,9782	+0,0407/+0,0464	(?)	(+)(+)1994	(?)
		T-Máx.	+0,0322	0,6303	+0,0216/+0,0429	(+)(+)1987	(+)(+)1989	(+)(+)1989
		Precip.	60,1736	0,0016	62,0270/+1,6795	(?)	(?)	(?)
N	Caldeirão (PI)	T-Mín.	60,0367	0,6612	60,0470/60,0259	(6)(6)1995	(6)(6)1995	(6)(6)1995
		T-Méd.	+0,0194	0,6249	+0,0136/+0,0252	(+)(+)1983	(?)	(?)
		T-Máx.	+0,0788	0,9580	+0,0724/+0,0851	(?)	(+)(+)1990	(?)
O	Caracol (PI)	Precip.	67,8539	0,7605	63,5591/+6,1480	(6)(6)1992	(6)1994	(6)1994
		T-Mín.	60,0279	0,2921	60,0670/+0,0109	(6)(6)2009	(6)2007	(6)2007
		T-Méd.	60,0315	0,4651	60,0620/60,0010	(?)	(?)	(?)
P	Esperantina (PI)	T-Máx.	60,0387	0,6547	60,0639/+0,0141	(6)(6)2008	(?)	(?)
		Precip.	+16,7512	0,4775	+1,0917/+32,4110	(+)(+)2008	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0007	0,0021	60,0120/+0,0134	(?)	(?)	(?)
Q	Florianópolis (PI)	T-Méd.	+0,0137	0,4129	+0,0001/+0,0284	(+)(+)1998	(?)	(?)
		T-Máx.	+0,0338	0,7969	+0,0186/+0,0491	(+)(+)1998	(+)1997	(+)1997
		Precip.	67,2000	0,6704	611,7100/62,6880	(?)	(?)	(?)
R	Luzilândia (PI)	T-Mín.	60,0091	0,8250	60,0129/60,0054	(?)	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0116	0,3356	60,0030/+0,0261	(+)(+)1996	(+)1996	(+)1996
		T-Máx.	+0,0339	0,5935	+0,0088/+0,0590	(+)(+)1996	(+)(+)1996	(+)(+)1996
S	Paulistana (PI)	Precip.	+0,2588	0,0005	69,5295/+10,0452	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,1404	0,9635	+0,1160/+0,1649	(+)(+)2001	(+)(+)2002	(+)(+)2002
		T-Méd.	+0,0781	0,9295	+0,0589/+0,0974	(+)(+)1998	(+)(+)2000	(+)(+)2000
T	Picos (PI)	T-Máx.	+0,0533	0,9438	+0,0417/+0,0649	(+)(+)1999	(+)(+)1999	(+)(+)1999
		Precip.	+2,0064	0,1038	63,2634/+7,2762	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0488	0,8998	+0,0301/+0,0675	(+)2000	(+)2000	(+)2000
U	Piripiri (PI)	T-Méd.	+0,0953	0,9946	+0,0872/+0,1034	(+)(+)2000	(+)(+)2000	(+)(+)2000
		T-Máx.	+0,1345	0,9959	+0,1246/+0,1444	(+)(+)2000	(+)(+)2000	(+)(+)2000
		Precip.	64,5335	0,3790	611,2051/+2,1380	(6)(6)1999	(?)	(?)
V	São João do Piauí (PI)	T-Mín.	+0,0306	0,8603	+0,0164/+0,0448	(+)(+)1998	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0335	0,8255	+0,0158/+0,0512	(+)(+)1997	(+)1997	(+)1997
		T-Máx.	+0,0425	0,8794	+0,0244/+0,0606	(+)(+)1997	(+)1997	(+)1997
W	Teresina (PI)	Precip.	615,3000	0,9296	620,1396/610,4600	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0390	0,9700	+0,0368/+0,0413	(+)(+)2000	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0393	0,9338	+0,0359/+0,0427	(+)(+)1998	(+)1997	(+)1997
X	Vale do Gurgueia (PI)	T-Máx.	+0,0382	0,8740	+0,0334/+0,0431	(+)(+)1997	(+)1997	(+)1997
		Precip.	61,3874	0,0637	63,1336/+0,3589	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,0332	0,9571	+0,0251/+0,0412	(?)	(+)(+)2002	(?)
Y	Vale do Gurgueia (PI)	T-Méd.	+0,0250	0,7438	+0,0081/+0,0419	(+)(+)1998	(+)2001	(+)2001
		T-Máx.	+0,0217	0,5103	60,0027/+0,0462	(+)(+)1997	(?)	(?)
		Precip.	+12,8350	0,4582	63,2076/+28,8575	(?)	(?)	(?)
Z	Vale do Gurgueia (PI)	T-Mín.	+0,0368	0,8009	+0,0031/+0,0706	(?)	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0342	0,7761	+0,0004/+0,0680	(?)	(?)	(?)
		T-Máx.	+0,0316	0,7407	60,0027/+0,0659	(+)(+)1998	(?)	(?)
AA	Vale do Gurgueia (PI)	Precip.	68,4697	0,8425	615,1988/61,7405	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	60,0028	0,0609	60,0154/+0,0098	(?)	(?)	(?)
		T-Méd.	+0,0117	0,5099	60,0015/+0,0248	(?)	(?)	(?)
BB	Vale do Gurgueia (PI)	T-Máx.	+0,0328	0,6816	+0,0070/+0,0585	(?)	(?)	(?)
		Precip.	+12,4019	0,4695	62,7519/+27,5556	(?)	(?)	(?)
		T-Mín.	+0,1800	0,9072	+0,0742/+0,2858	(+)2000	(?)	(?)
CC	Vale do Gurgueia (PI)	T-Méd.	+0,0942	0,8341	+0,0170/+0,1713	(+)(+)1997	(?)	(?)
		T-Máx.	+0,0083	0,0801	60,0434/+0,0600	(+)(+)1997	(?)	(?)
		Precip.	+12,9771	0,7603	60,4122/+26,3664	(?)	(?)	(?)

Seguindo os mesmos procedimentos de análises realizadas anteriormente, uma tendência significativa de diminuição do índice na vazão do rio Parnaíba em Barão de Grajaú pode ser identificada pelos testes de Mann-Kendall, visto que as curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ cruzaram-se entre os intervalos de confiança na data de 1989 (Figura 3a, inferior) e a curva do teste de Pettitt (Figura 3a, superior) cruzou os dois níveis de significância com o máximo inferido em 1990. Desta forma, confirmou-se o registro de tendência negativa com nível $(\hat{\alpha})$ a partir de 1990 para essa localidade.

Para a localidade piauiense de Tinguis, os gráficos da Figura 3b revelam a ausência de tendência, pois os testes não paramétricos aplicados à série de *Vaz.* indicam vários cruzamentos das curvas estatísticas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ de Mann-Kendall entre os intervalos de confiança, enquanto que a curva $K(t)$ do teste de Pettitt em nenhum momento cruzou os limites críticos estabelecidos de 5% e 10%.

Como na Tabela 3, as três últimas colunas da Tabela 4 resumem todas as análises não paramétricas efetuadas para os dados de vazão provenientes da ANA.

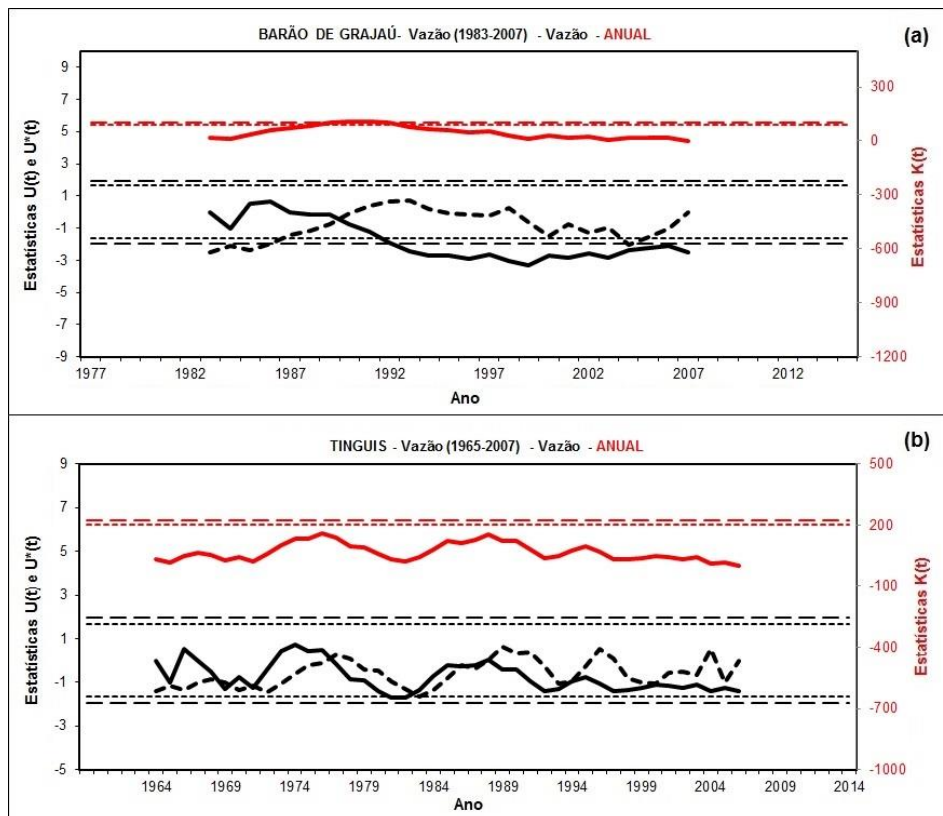


Figura 3 6 Idem aos gráficos da figura 2, mas aplicados às medidas das vazões do rio Parnaíba em (a) Barão de Grajaú, MA; e no rio Longá em (b) Tinguis, PI.

Tabela 4 ó Resultados das análises de regressão linear pela suavização dos dados e os testes não paramétricos medidos para o índice de vazão em estações medidoras da ANA.

#	Estação	a	R ²	IC (95%)	Mann-Kendall	Pettitt	Tendência
1	Alto Parnaíba (MA) Rio Parnaíba	60,7636	0,5494	61,0314/60,4959	(ó)(ó)1998	(ó)(ó)1992	(?)
2	Ribeiro Gonçalves (PI) Rio Parnaíba	60,2663	0,2350	60,4521/60,0805	(ó)(ó)2001	(ó)1992	(?)
3	Sítio do Velho (PI) Rio Parnaíba	60,4328	0,6567	60,6533/60,2123	(ó)(ó)1990	(?)	(?)
4	Fazenda Bandeira (PI) Rio Uruçuí Preto	+6,1628	0,7102	+4,6676/+7,6579	(?)	(?)	(?)
5	Balsas (MA) Rio das Balsas	60,6577	0,4794	60,9229/60,3924	(ó)(ó)1992	(?)	(?)
6	São Félix das Balsas (MA) Rio das Balsas	60,2773	0,3360	60,4201/60,1345	(ó)(ó)1991	(?)	(?)
7	Cristino Castro II (PI) Rio Gurguéia	61,2118	0,3359	61,8357/60,5878	(ó)(ó)1991	(ó)1991	(ó)1991
8	Barra do Lance (PI) Rio Gurguéia	61,7355	0,7885	62,1434/61,3277	(?)	(?)	(?)
9	Barão de Grajaú (MA) Rio Parnaíba	60,1006	0,6961	60,1447/60,0565	(ó)(ó)1989	(ó)(ó)1990	(ó)(ó)1990
10	Francisco Ayres (PI) Rio Canindé	60,3782	0,3305	60,7355/60,0210	(ó)(ó)1989	(ó)1989	(ó)1989
11	Fazenda Veneza (PI) Rio Parnaíba	60,0922	0,2582	60,1538/60,0305	(?)	(?)	(?)
12	Prata do Piauí (PI) Rio Poti	60,2036	0,6384	60,2731/60,1340	(?)	(?)	(?)
13	Fazenda Boa Esperança (PI) Rio Poti	60,5630	0,4231	60,8082/60,3179	(?)	(ó)1989	(?)
14	Fazenda Cantinho II (PI) Rio Poti	62,1509	0,4655	62,9952/61,3066	(?)	(ó)(ó)1989	(?)
15	Teresina - CHESF (PI) Rio Parnaíba	60,1084	0,0186	60,1487/60,0682	(?)	(?)	(?)
16	Luzilândia (PI) Rio Parnaíba	60,0544	0,5859	60,0831/60,0257	(?)	(?)	(?)
17	Esperantina (PI) Rio Longá	60,3565	0,4959	60,5196/60,1934	(?)	(?)	(?)
18	Tinguis (PI) Rio Longá	60,2967	0,7232	60,3665/60,2270	(?)	(?)	(?)

Ressalta-se que as diferentes formas gráficas dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt aplicados às variáveis hidro-climáticas revelam muitas possibilidades, dependendo do comportamento das curvas estatísticas obtidas.

3.3. Mapas de tendências climáticas e hidrológicas

Visando analisar de forma conjunta os resultados encontrados pela aplicação dos testes não paramétricos nas séries temporais hidro-climáticas das localidades tratadas ao longo da bacia do rio Parnaíba, decidiu-se elaborar mapas relativos às distribuições de tendências. Esses mapas estão mostrados na Figura 4 e correspondem a cada grandeza trabalhada no levantamento. Percebe-se que em algumas localidades onde se encontram as estações medidoras do INMET e da ANA existem tendências crescentes e decrescentes nos níveis de significâncias avaliados (5% e 10%), segundo a legenda apresentada ao lado direito da Figura 4e.

A Figura 4a mostra a situação para a *T_{min}*, revelando que dos 12 municípios avaliados no estado do Maranhão, nove (75,0%) registraram tendência (+)(+) e em três (25,0%) não houve evidência de tendência. Entretanto, dos 12 municípios piauienses, dois (16,5%) acusaram tendência positiva (+) e (+)(+), e dois (16,5%) com tendência negativa (ó) e (ó)(ó), enquanto que oito (67,0%) não registraram tendência.

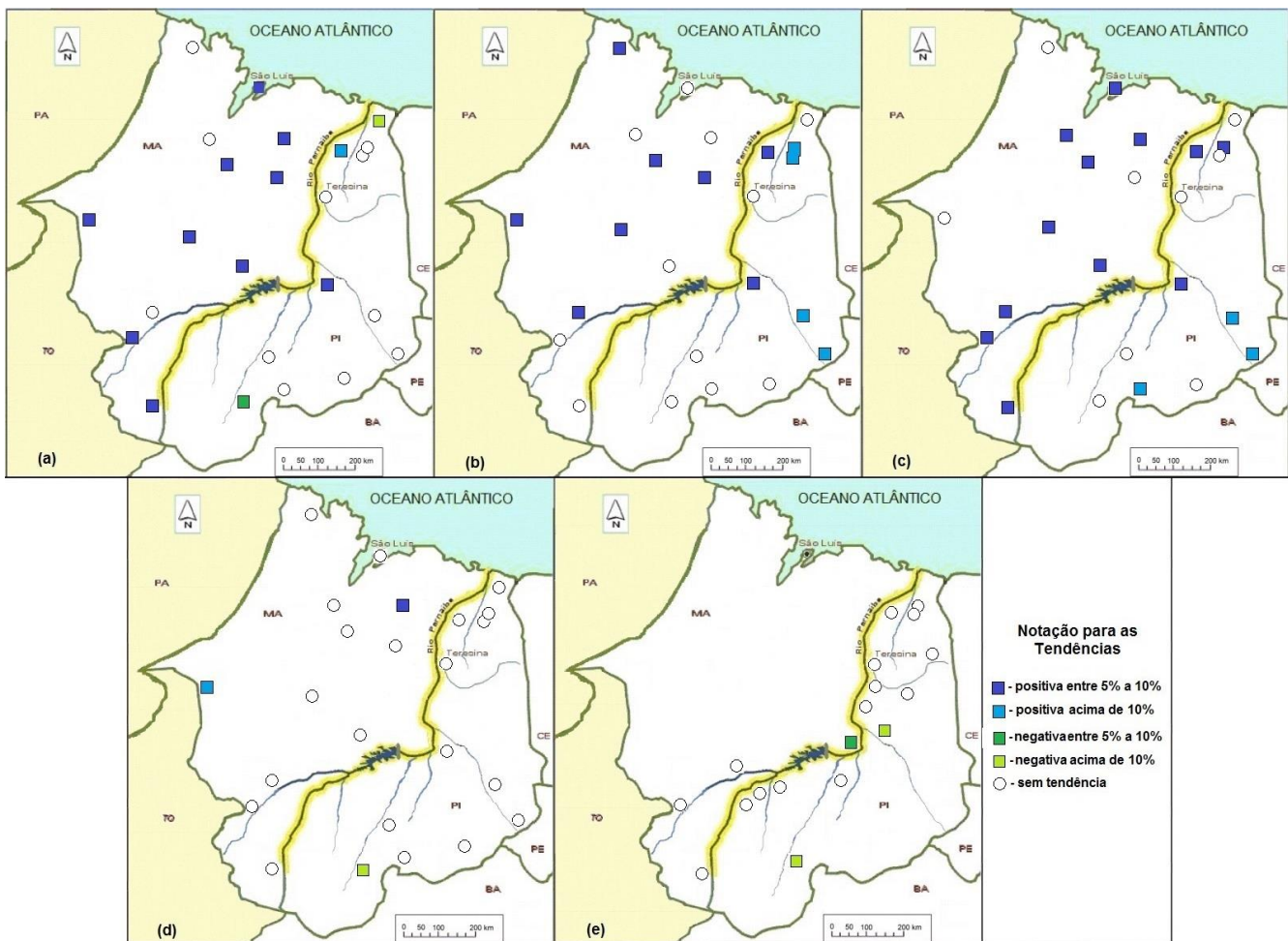


Figura 4 6 Distribuição de tendências climáticas e hidrológicas ao longo do rio Parnaíba, como resultado dos testes não paramétricos para: (a) T-mín.; (b) T-méd.; (c) T-máx.; (d) Prec. e (e) Vazão média.

Quanto às medidas da *T-méd.*, a Figura 4b mostra que em seis locais maranhense (50,0%) houve evidência de tendência positiva com significância (+)(+) e as outras seis restantes não acusaram tendência significativa. No entanto, o estado do Piauí revelou seis locais que não apresentaram tendência, porém em quatro cidades (33,0%) houve aumento da temperatura média com índices (+) e duas (17,0%) com índices (+)(+).

O mapa da Figura 4c indica que no Maranhão somente três cidades (25,0%) registraram ausências de tendência para a *T-máx.*. Nas outras nove cidades desse estado (75,0%) foram acusados aumentos com nível (+)(+). No estado do Piauí, seis cidades (50,0%) não acusaram qualquer tendência nas medidas de *T-máx.*, entretanto em outras seis localidades houve tendências positivas, sendo três com índice (+) e três com (+)(+).

A situação do índice de chuva nos dois estados tratados neste levantamento pode ser testemunhado na Figura 4d. Detectou-se tendência positiva em duas cidades do Maranhão, Imperatriz com significância acima de 10% (+) e Chapadinha com índice entre 5% e 10% (+)(+). No estado piauiense, a cidade de Bom Jesus do Piauí acusou tendência negativa (ó) acima de 10%. Os outros 21 municípios desses dois estados, o que significa 87,5% do total, não registraram quaisquer indícios de tendências na *Prec.*.

No que tange às medidas hidrológicas para os índices de vazão na bacia do rio Parnaíba, a distribuição de tendências inferidas revela-se bem diferente das medidas climáticas (Figura 4e). Isso ocorre principalmente devido ao fato de grande parte dos rios no estado do Maranhão não serem afluentes do rio Parnaíba e devido a

ausência de dados tratados nos localidades maranhenses, visto que, apesar de haver um bom número de estações medidoras neste estado, os dados coletados possuem muitas falhas nas medições. A Figura 4e revela que das 18 estações medidoras da ANA em apenas três (16,7%) foram registradas tendências negativa nas séries de *Vaz.* São elas: Francisco Ayres no rio Canindé, com índice (ϕ) a partir de 1989; Cristino Castro II no rio Gurguéia, também com índice (ϕ), mas a partir 1991, e Barão de Grajaú no rio Parnaíba, que acusou a partir 1990 um índice de significância (ϕ)(ϕ), como mostrado na Figura 3a.

Não obstante, evidencia-se no rio Parnaíba o reservatório da Usina Hidrelétrica de Boa Esperança, localizado a 80 km a montante da cidade de Floriano (PI). Segundo a Companhia Hidro Elétrica do São Francisco (CHESF), esta usina entrou em operação a partir de abril de 1970, tendo como uma das funções do reservatório, além de produzir energia elétrica, a de também regularizar o controle dos recursos hídricos das diferentes regiões por onde percorre o rio Parnaíba (CHESF, 2014).

De fato, ao analisar a distribuição de tendências para as medidas da vazão no rio Parnaíba constata-se uma ausência de diminuição ou aumento no índice desse parâmetro hidrológico. Possivelmente isso esteja relacionado à regularização dos níveis de vazão ao longo do ano, visto que a precipitação é mais intensa nos meses de fevereiro a abril, enquanto que de maio a setembro os índices são menores. Como consequência, a operação do reservatório, particularmente relacionada às alterações de vazão, segue o padrão de variação anual da precipitação pluviométrica que ocorre na região. Nos meses de elevada precipitação, mesmo com aumento de vazão, ocorre acúmulo de água no reservatório. No período de baixos índices pluviométricos a vazão é reduzida, permitindo manter o nível da água em cota elevada. Posteriormente, com o início das chuvas, ocorre elevação da vazão, propiciando diminuição do nível da água, permanecendo o nível na cota de espera. 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 observadas à jusante da Usina Hidrelétrica de Boa Esperança, se devem aos reduzidos deflúvios dos cursos tributários da margem direita e proveniente da região do semi-árido da bacia, onde 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 da Figura 4, 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 a partir do meados da década de 1990. Essas alterações parecem não ter acarretado mudanças nos índices de *Prec.* e *Vaz.*, visto que para esses dois parâmetros foram poucas as localidades que acusaram tendências nas séries temporais trabalhas.

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

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As análises exploratórias realizadas para as séries temporais anuais dos parâmetros hidro-climáticas ao longo da bacia do rio Parnaíba revelaram que:

É identificaram-se mudanças no comportamento das *T-mín.*, *T-méd.*, e *T-máx.*. Não houve um período definido para essas alterações, ocorrendo durante toda a década de 1990, mas com tendência de aumento dessas grandezas climáticas, exceto para as cidades piauienses de Caracol e Bom Jesus do Piauí que registraram diminuição com nível de significância (ϕ) e (ϕ)(ϕ) na *T-mín*, respectivamente.

É Em geral, as séries de *Prec.* não apresentaram tendências significativas. Apenas duas cidades maranhenses acusaram aumento, Imperatriz (no nível (+)) e Chapadinha (com significância (+)(+)), enquanto que Bom Jesus do Piauí (com significância (ó)) registrou diminuição no índice de chuvas.

É Das 18 estações medidoras da ANA apenas três registraram tendências negativas nos índices de *Vaz.:* as localidades piauienses de Francisco Ayres (no rio Canindé) e Cristino Castro II (no rio Gurguéia), com índice de significância (ó), além da localidade maranhense de Barão de Grajaú (no rio Parnaíba), que acusou o nível (ó)(ó).

Em suma, analisando os resultados estatísticos encontrados por meio das análises exploratórias dos dados nos períodos abordados, conclui-se que, em termos gerais, uma possível tendência de aumento das temperaturas anuais na Região Nordeste do Brasil, compreendida pelos estados do Maranhão e Piauí. Em contraposição, tanto o regime anual de chuvas quanto os índices de vazão não apresentaram evidências de alterações, exceto em alguns casos pontuais como comentado anteriormente.

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. Em que pese todas as incertezas associadas às mudanças climáticas e, conseqüentemente, aos impactos dessas possíveis alterações nas séries hidroclimáticas, como apresentado e discutido anteriormente, estudos nessa linha de atuação são relevantes e oportunos para auxiliar gestores de recursos hídricos no cenário atual sobre o comportamento do meio ambiente.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANA. 2013a. Agência Nacional de Águas. Conjuntura dos Recursos Hídricos no Brasil ó Informe 2013. <arquivos.ana.gov.br/institucional/spr/conjuntura/webSite_relatorioConjuntura/projeto/index.html> Acessado em: 06/03/2014
- ANA. 2013b. Agência Nacional de Águas. <2.ana.gov.br>. Acessado em: 03/04/2013
- CHESF. 2014. Companhia Hidro Elétrica do São Francisco. <chsf.gov.br/portal/page/portal/chsf_portal/paginas/sistema_chsf/sistema_chsf_geracao/container_geracao?p_name=8A2EEABD3BDDD002E0430A803301D002>. Acessado em: 11/02/2014
- Hastenrath, S.; Heller, L. 1977. Dynamics of climatic hazards in northeast Brazil. Quarterly Journal Royal Meteorological Society, v.103, p.77-92.
- IBAMA. 2014. Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis. Estudo de Impacto Ambiental (EIA) ó Aproveitamento Hidrelétrico de Uruçuí-Rio Parnaíba, Volume II, Diagnóstico Ambiental. <licenciamento.ibama.gov.br/Hidretricas/Urucui/02%20-%20VOLUME%20II/TOMO%20II%20-%20AII/URU_TOMO_II_AII.pdf>. Acessado em: 26/02/2014
- INMET, 2013. Instituto Nacional de Meteorologia. Banco de Dados para Pesquisa e Ensino ó BDMEP. (inmet.gov.br). Acessado em: 06/02/2013
- Karl, T.R.; Diaz, H.F.; Kukla, G. 1988. Urbanization: its detection and effect in the United States climate record. Journal of Climate, v.1 n.11, p.1099-1123.
- Marengo, J.A. 2007. 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, 212p.
- Marengo, J.A. 2008. Água e mudanças climáticas. Estudos Avançados, v.22 n.63, p.83-96.

- Marengo, J.A.; Tomasella, J.; Nobre, C.A. 2010. 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, 224p. <abc.org.br/rubrique.php3?id_rubrique=150>. Acessado em: 10/12/2013
- Meehl, G.A.; Stocker, T.F.; Collins, W.D.; Friedlingstein, P.; Gaye, A.T.; Gregory, M.; Kitoh, A.; Knutti, R.; Murphy, J.M.; Noda, A.; Raper, S.C.B.; Watterson, I.G.; Weaver, A.J.; Zhao, Z.C. 2007. Global climate projections. In: Solomon, S.; Qin, D.; Manning, M.; Chen, Z.; Marquis, M.; Averyt, K.B.; Tignor, M.; Miller, H.L. (eds.). Climate change 2007: the physical science basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, p.749-844.
- Pettitt, A.N. 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, v.28 n.2, p.126-135.
- Pinheiro, A.; Graciano, R.L.G.; Severo, D.L. 2013. Tendência das series temporais de precipitação da região sul do Brasil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.28 n.3, p.281-290.
- Sansigolo, C.A.; Nery, J.T. 2000. Distribuição de extremos de temperatura mínima no estado do Paraná. *Revista Brasileira de Agrometeorologia*, v.8 n.2, p.247-253.
- Sello, S. 1999. Time series forecasting: a nonlinear dynamics approach. <arxiv.org/abs/physics/9906035>. Acessado em: 21/06/2013
- Silva, V.P.R.; Correia, A.A.; Coelho, M.S. 1998. 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.
- Sneyers, R. 1975. Sur l'analyse statistique des séries d'observations. *Organisation Météorologique Mondiale*, 192p.
- Toledo, K. 2013. Quinto relatório do IPCC mostra intensificação das mudanças climáticas. Agência FAPESP. <agencia.fapesp.br/17944>. Acessado em: 30/09/2013
- Yu, P.S.; Yang, T.C.; Kuo, C.C. 2006. Evaluating long-term trends in annual and seasonal precipitation in Taiwan. *Water Resources Management*, v.20, p.1007-1023.