

CARACTERIZAÇÃO ESTATÍSTICA DE TENDÊNCIAS CLIMÁTICAS EM SÉRIES ANUAIS DE TEMPERATURA MÉDIA E PRECIPITAÇÃO PARA AS CAPITAIS ESTADUAIS DO BRASIL

STATISTICAL CHARACTERIZATION OF CLIMATE TRENDS IN ANNUAL SERIES OF AVERAGE TEMPERATURE AND PRECIPITATION TO THE STATE CAPITAL OF BRAZIL

Júlio César Penereiro¹; Denise Helena Lombardo Ferreira¹; Vanessa Fernanda Vick Garcia¹
¹Pontifícia Universidade Católica de Campinas – PUC-Campinas – Campinas/SP – Brasil
jcp@puc-campinas.edu.br
lombardo@puc-campinas.edu.br
vanessa.fvg@puc-campinas.edu.br

Resumo

O objetivo desse trabalho foi usar métodos estatísticos para identificar a existência de possíveis tendências climáticas em dados anuais de temperaturas médias e de precipitação pluviométrica nas capitais dos estados do Brasil. Para esse intuito, foram empregados os testes estatísticos de regressão linear e os testes não paramétricos de Mann-Kendall e de Pettitt nos dados que estão disponíveis no Instituto Nacional de Meteorologia. As informações analisadas abrangem intervalos de tempo com períodos variáveis que depende da localidade estudada, porém, os registros dos dados encontram-se na sua maior parte distribuídos no período entre 1961 e 2011. Os resultados indicam que das 25 capitais tratadas, houve 40% de tendência positiva na temperatura média, e 88% do índice de precipitação pluviométrica não acusaram tendência.

Palavras-chave: tendências, precipitação, temperatura média, testes estatísticos.

Abstract

The objective of this work was to use statistical methods to identify the existence of possible climate trends in annual data of average temperatures and precipitation in the capitals of the Brazilian states. Considering this aim, statistical tests of linear regression and non-parametric tests of Mann-Kendall and Pettitt were employed on the data that is available at the National Institute of meteorology. The information analyzed include time intervals with varying periods depending on the locality studied, although, the data records are mostly distributed between 1961 and 2011. The results indicate that from the 25 capitals considered, there was a 40% positive trend in average temperature, and 88% of the rainfall indexes did not accuse a trend.

Key-words: trends, precipitation, average temperature, statistical tests.

1. Introdução

Trabalhos recentes têm dado ênfase e mostrado alguns indicadores de mudanças climáticas em escala regional e global. Constatou-se que estão sendo observadas coerentes mudanças da temperatura média e da precipitação pluvial em várias partes do mundo, especialmente nos últimos 40-50 anos devido, em particular, às melhorias tecnológicas implantadas que acarretaram uma melhora significativa na qualidade das medidas de todos os parâmetros climáticos (ALEXANDER *et al.*, 2006).

Tomando como bases dados de medidas realizadas em 5.948 estações de precipitação pluvial espalhadas pelo planeta, Alexander *et al.* (2006) identificaram a ocorrência de tendência no aumento dos níveis dessa variável climática. Verificou-se que tanto as medidas totais, como os índices derivados dessa grandeza, foram considerados intensos e registrados em grande parte das regiões continentais da Terra.

Assim como em outras regiões do mundo, na América do Sul recentes trabalhos mostraram que houve um incremento da precipitação pluvial, especialmente na segunda metade do século XX (ALEXANDER *et al.*, 2006). Neste sentido, algumas pesquisas podem ser destacadas como, por exemplo, no Estado de São Paulo, onde foram registrados sinais de mudança da precipitação pluvial e na vazão de alguns rios paulistas (GROPPO *et al.* 2005; ALEXANDER *et al.*, 2006). Na Amazônia, onde o início e o fim de cada período chuvoso apresenta forte contraste entre o bioma amazônico e o cerrado, há uma chance do desmatamento ser o coadjuvante do enfraquecimento do período chuvoso (DEBORTOLI *et al.*, 2012).

Algumas fontes que provocam a variabilidade do clima no Brasil são os eventos El Niño e La Niña, juntamente com os modos de variabilidade dos Oceanos Pacífico e Atlântico, este último em particular no Sul e na região do trópico. Essa variação, em escalas de 25 a 30 anos, apresenta menor diferença entre fases opostas, mas são relevantes em termos de adaptações, pois causam secas prolongadas e eventos extremos de chuvas espalhadas pela América do Sul (PBMC, 2012). Essas alterações podem favorecer precipitações acima da média nas regiões norte e nordeste, e mais chuvas no sul e sudeste brasileiro. Entretanto, deve-se considerar que o padrão de precipitação sobre o país, ainda é incerto, fazendo com que muitas questões fiquem sem respostas. Um exemplo disso foi a seca registrada na Amazônia entre 2005 e 2006. Segundo Marengo *et al.* (2008), esse tipo de evento acontece uma vez a cada século, mas, em 2010, voltou a ocorrer outra seca de magnitude comparável a de 2005, que também afetou outras áreas da Amazônia (LEWIS *et al.*, 2011). Isso reforça a tese de que eventos extremos devem se tornar mais frequentes e intensos em uma mudança climática futura (COX *et al.*, 2008).

Em vista do exposto acima, a motivação do presente trabalho foi, inicialmente, realizar um estudo exploratório das séries temporais anuais da temperatura média e da precipitação nas capitais de quase todos os estados do Brasil. O objetivo foi verificar as eventuais mudanças de comportamento dessas séries, visando identificar tendências. Caso ocorra essa característica numa determinada série, por meio da aplicação de testes estatísticos específicos é possível verificar em que momento ocorreu essa tendência. Com isso, espera-se, na medida do possível, identificar se a ocorrência da tendência está relacionada com a mudança no meio físico, em particular devido à introdução de influências antrópicas como é o caso das alterações na cobertura da superfície do solo. As alterações na cobertura da superfície do solo podem estar relacionadas ao avanço das zonas urbanas de cidades, desmatamentos florestais visando áreas de pastagens e lavoura, formações de barragens, dentre outras.

2. Material e método

2.1. Área de Estudo

Foram utilizados os dados históricos selecionados a partir das estações medidoras controladas pelo Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). Esses dados, em forma de séries temporárias, estão disponíveis no portal daquele Instituto (INMET, 2013), junto ao Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP). A Tabela 1 mostra as localidades trabalhadas, destacando o número da estação medidora, suas coordenadas geográficas (latitude e longitude), altitude em relação ao nível do mar, além do período em anos de cada série analisada.

O INMET disponibiliza, dentre outras informações, as medidas de temperatura mínima e máxima, além da precipitação pluviométrica. A temperatura média do ar foi obtida a partir do cálculo da média entre a temperatura mínima e máxima medida a cada dia.

Como é possível verificar na Tabela 1, o período estudado de cada série temporal depende dos dados disponíveis de uma determinada estação medidora. Algumas capitais não possuem dados completos no período entre 1961 e 2011, como é o caso de Aracajú, Belém, Boa Vista, Florianópolis, Natal, Rio de Janeiro, Teresina, dentre outras. Além disso, analisando as estações do INMET, infelizmente não há registros de dados para a capital do Mato Grosso do Sul, Campo Grande, e para de Rondônia, Porto Velho. Desta forma, a amostra trabalhada resultou em 25 localidades.

Tabela 1 – Relação das capitais brasileiras com estações medidoras do INMET estudadas no presente trabalho (*).

Capital	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Alt. (m)	Período (anos)
Aracajú (SE)	83096	-10,95	-37,04	4,72	1991-2011
Belém (PA)	82191	-1,42	-48,43	10,00	1967-2011
Belo Horizonte (MG)	83587	-19,93	-43,93	915,00	1961-2011
Boa Vista (RR)	82024	2,81	-60,65	90,00	1993-2011
Brasília (DF)	83377	-15,78	-47,93	1159,54	1962-2011
Cuiabá (MT)	83361	-15,61	-56,11	145,00	1961-2011
Curitiba (PR)	83842	-25,43	-49,26	923,50	1961-2011
Florianópolis (SC)	83897	-27,58	-48,56	1,84	1992-2011
Fortaleza (CE)	82397	-3,75	-38,54	26,54	1994-2011
Goiânia (GO)	83423	-16,66	-49,25	741,48	1961-2011
João Pessoa (PB)	82798	-7,11	-34,86	7,43	1986-2011
Macapá (AP)	82098	-0,05	-51,10	14,46	1968-2011
Maceió (AL)	82994	-9,66	-35,70	64,50	1993-2011
Manaus (AM)	82331	-3,11	-59,95	67,00	1961-2011
Natal (RN)	82598	-5,91	-35,21	48,60	1984-2011
Palmas (TO)	83033	-10,19	-48,31	280,00	1994-2011
Porto Alegre (RS)	83967	-30,05	-51,16	46,97	1988-2011
Recife (PE)	82900	-8,05	-34,95	10,00	1961-2011
Rio Branco (AC)	82915	-9,96	-67,80	160,00	1993-2011
Rio de Janeiro (RJ)	83743	-22,88	-43,18	11,10	2002-2011
Salvador (BA)	83229	-13,01	-38,51	51,41	1991-2011
São Luiz (MA)	82280	-2,53	-44,21	50,86	1971-2011
São Paulo (SP)	83781	-23,51	-46,61	792,06	1961-2011
Teresina (PI)	82578	-5,08	-42,81	74,36	1993-2011
Vitória (ES)	83648	-20,31	-40,31	36,20	1991-2011

(*): não há estações medidoras do INMET nas capitais: Campo Grande (MS) e Porto Velho (RO).

Durante o processo de organização de uma determinada série, ocorreram eventuais existências de falhas nos dados medidos, pois em alguns casos, meses e até mesmo anos, não possuem medições, o que acarreta um corte no período da série de dados a ser reduzida. Neste sentido, é importante salientar as questões envolvidas na qualidade dos dados meteorológicos, que pode comprometer seriamente os resultados de muitas pesquisas baseadas em pressupostos corretos e elaborados com grande sofisticação matemática.

Também não se deve esquecer que existem outros problemas como a descontinuidade espacial e temporal dos dados, a má distribuição das estações medidoras, as dificuldades em se

manter equipamentos em áreas perigosas ou inóspitas, a eventual mudança dos equipamentos para locais bem diferentes das condições iniciais, além da falta de verba para a instalação ou manutenção dos mesmos.

2.2. Avaliações das tendências

Todas as informações aqui trabalhadas foram organizadas e tratadas em planilhas do programa *Microsoft Excel*, sendo que as análises exploratórias de cada série temporal das variáveis climáticas (temperatura média e precipitação) foram realizadas utilizando métodos estatísticos.

No uso do método paramétrico da regressão linear, aplicado a cada localidade listada na Tabela 1, trabalhou-se com a série com dados brutos. A partir desses dados, extraíram-se médias móveis mensais e anuais, além das médias suavizadas, calculadas a partir da média de ordem cinco, por meio da relação proposta por Sello (1999):

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

em que (\bar{V}_n) representa o valor médio da variável climática em estudo para o i -ésimo mês (V_i). Esse último procedimento foi motivado pelo fato de permitir evitar possíveis flutuações impostas pelos dados. Dessa maneira, pode-se realizar uma primeira análise de tendência da variável com boa precisão, obtendo-se, por meio da “Regressão Linear” os ajustes das médias móveis e suavizadas.

Do ponto de vista matemático, para o cálculo da regressão linear define-se a série de dados pela variável Y (no caso as temperaturas ou a precipitação), no tempo t (ano). Assim, Y é uma função de t representada por $Y = f(t)$.

Utilizou-se a equação da reta da tendência ($Y = a(x) + b$), onde “ a ” é o coeficiente angular da reta e, no caso, $x = t$. Assim, se $a > 0$ significa que a tendência é crescente e, se por caso $a < 0$ indica uma tendência decrescente. Ao realizar esse procedimento, o valor da estatística do coeficiente de determinação (R^2) é devolvido como uma medida da qualidade do ajuste efetuado. Complementando essa análise, determinou-se o intervalo de confiança em 95% acima e abaixo do valor estimado do coeficiente angular da reta de regressão.

Nas figuras estão mostradas as equações lineares ajustadas e a qualidade desses ajustes, por meio do coeficiente de determinação, para dados ajustados pela média móvel (em vermelho) e pela suavização (em preto).

O método não paramétrico denominado de Mann-Kendall (SNEYERS, 1975) é um teste apropriado para analisar mudanças climáticas, permitindo detectar e localizar, de forma aproximada, o ponto inicial de determinada tendência (GOOSSENS; BERGER, 1986; BACK,

2001). Considera-se que, na hipótese de estabilidade de uma série, a sucessão de valores ocorre de forma independente, e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Considerando uma série Y_i de N termos a serem analisados, sendo $1 \leq i \leq N$, o teste 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 ($Y_j < Y_i$).

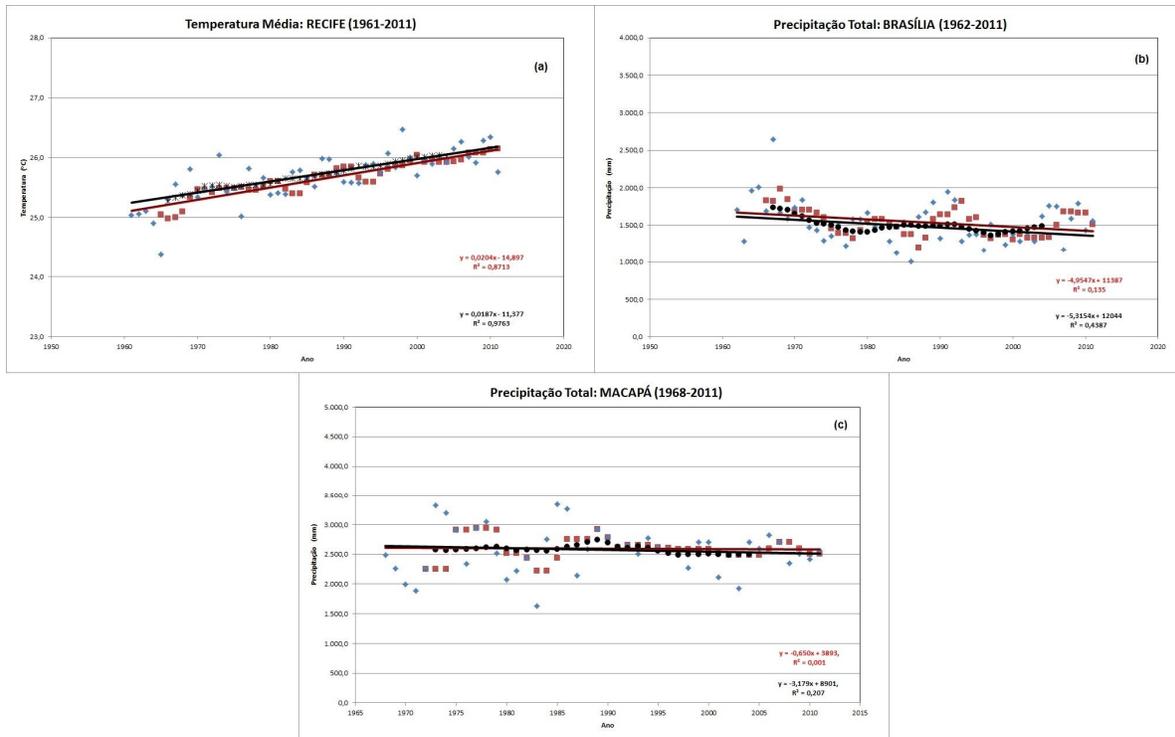


Figura 1 – Regressão linear aplicada às medições de temperatura média para (a) Recife e precipitação pluviométrica para (b) Brasília e (c) Macapá. Em azul os dados brutos, em vermelho os dados foram ajustados pela média móvel e, em preto, os dados foram ajustados pela suavização.

Para valor de N grande, sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, t_n apresenta uma distribuição normal com média e variância dada respectivamente por:

$$E(t_n) = \frac{N(N-1)}{4} \quad (2)$$

$$Var(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{18} \quad (3)$$

Usando um teste bilateral para testar a significância estatística de t_n para a hipótese nula, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $U(t_n)$, dada pela equação:

$$U(t_n) = \frac{(t_n - E(t_n))}{\sqrt{\text{Var}(t_n)}} \quad (4)$$

A probabilidade α_1 pode ser calculada por meio de uma tabela de distribuição normal reduzida, de forma que $\alpha_1 = \text{prob}(|U| > |U(t_n)|)$. Considerando α_0 o nível de significância do teste (geralmente $\alpha_0 = 0,05$), a hipótese nula é aceita caso $\alpha_1 > \alpha_0$. Se a hipótese nula for rejeitada, implicará a existência de tendência significativa, sendo que o sinal da estatística $U(t_n)$ indica se a tendência é decrescente ($U(t_n) < 0$) ou então crescente ($U(t_n) > 0$). Neste caso, em sua versão sequencial, 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 (MORTATTI *et al.*, 2004).

O ponto de início de uma mudança na série pode ser determinado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. De forma análoga, porém no sentido inverso da série temporal original, a partir do valor $i = N$ até $i = 1$, gera-se a estatística inversa $U^*(t_n)$. A intersecção das duas curvas estatísticas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, corresponde à localização do ponto aproximado de mudança de tendência. Entretanto, isso só é significativo caso este ponto ocorra dentro do intervalo de significância bilateral.

O teste não paramétrico de Pettitt consiste em realizar uma verificação de duas amostras Y_1, Y_2, \dots, Y_t e $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_T$ provenientes de populações idênticas (PETTITT, 1979; MORAES *et al.*, 1995). Segundo Back (2001), a estatística $U_{t,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda amostra, o que pode ser escrita de acordo com a equação:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_i - Y_j); \quad t = 2, \dots, T \quad (5)$$

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

A partir desta prerrogativa a estatística $U_{t,T}$ é então calculada para valores de $1 \leq t \leq T$. Na sequência, obtém-se a estatística $K(t)$ do teste por meio do máximo valor absoluto de $U_{t,T}$. É justamente essa estatística $K(t)$ quem localiza o ponto em que houve a mudança brusca na média da série temporal, sendo que, neste caso, o intervalo de significância pode ser avaliado por intermédio da equação:

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

Este teste indica que o ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de t ocorre para o máximo valor de $K(t)$. Realizando a inversão da equação anterior é possível inferir os valores críticos (mínimo ou máximo) de $K(t)$ por meio da equação:

$$K_{crit.} = \pm \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right) \cdot (T^3 + T^2)}{6}} \quad (7)$$

Neste teste os níveis de significância da mudança são estimados para 5% e 10% do valor de $K_{crit.}$.

É relevante perceber que somente a aplicação da regressão linear não fornece subsídios suficientes para identificar a tendência de uma série temporal. Daí a importância de usar os testes não paramétricos. Assim, quando no teste Mann-Kendall houver intersecção das duas curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, entre os níveis de significâncias de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$ e, adicionalmente, a curva da estatística $K(t)$ no teste Pettitt também cruzar os níveis de significância de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$ do valor calculado para $K_{crit.}$ e esse valor crítico estiver ali localizado, indicando a ocorrência da “quebra” na série temporal, então fica confirmada a existência e onde se localiza o início da tendência. Caso algum desses critérios seja violado, nada pode ser afirmado a respeito de existir uma tendência nos dados de interesse.

Foi por meio destas metodologias que o presente trabalho procurou realizar algumas análises estatísticas no intuito de identificar se ocorreram tendências em séries anuais de temperatura média e de precipitação pluvial nas capitais dos estados do Brasil.

3. Resultados e discussão

Optou-se por apresentar alguns resultados em forma gráfica, porém, complementados com tabelas que resumem as informações obtidas nas análises estatísticas de cada variável climatológica de certa localidade.

As formas gráficas dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt para a precipitação pluviométrica e a temperatura média do ar de algumas capitais estão apresentadas nas figuras a seguir. O teste de Mann-Kendall está representado em preto na parte inferior, enquanto que o teste de Pettitt está em cor vermelha na parte superior da figura, respectivamente. Em ambos os testes, as linhas horizontais

representam os limites críticos dos intervalos de confiança de 90% (linhas pontilhadas) e 95% (linhas tracejadas).

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

3.1. Precipitação pluviométrica

Os comportamentos das séries temporais para as precipitações pluviométricas podem ser observados na Figura 2. Foram escolhidas as cidades de Brasília, Cuiabá, Curitiba, Natal, Salvador e São Paulo para mostrar as diferentes características resultantes das aplicações dos testes de Mann-Kendall e de Pettitt.

Por meio de uma rápida inspeção nos gráficos dessa figura, constata-se que tanto para Salvador (com (+)(+) em 1987), como para Natal (com (+)(+) em 2003), o teste de Mann-Kendall acusou cruzamentos das curvas estatísticas de $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ entre os intervalos de confiança (Figuras 2a e 2b; inferior). Entretanto, o teste de Pettitt não identificou mudança significativa para essas séries analisadas, visto que os valores da estatística $K(t)$ em nenhum momento cruzaram os intervalos de confiança (Figuras 2a e 2b; superior), descartando a possibilidade de tendência para essas capitais.

Para a capital federal os gráficos da Figura 2c indicam que o teste de Mann-Kendal revelou tendência negativa em (-)(-) a partir de 1971, enquanto que o teste de Pettitt apontou uma “quebra” de tendência negativa em (-) com início também em 1971. Desta forma, ficou confirmada a evidência de decrescimento dessa variável climática a partir daquele ano.

Em Cuiabá o comportamento das curvas de Mann-Kendall (Figura 2d; inferior) revelou tendência negativa em (-) a partir de 2005, enquanto que a curva de Pettitt (Figura 2d; superior) apontou uma “quebra” de tendência positiva em (+)(+) com início em 1986. Esse desacordo entre os testes induz a descartar tendência de precipitação para a capital mato-grossense.

No caso da série de precipitação para Curitiba mostrada na Figura 2e, os dados apontaram que para as curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$ de Mann-Kendall ocorreu início de tendência em (+)(+) a partir de 1993, e pela curva $K(t)$ de Pettitt ocorreu uma “quebra” de tendência em (+) no mesmo ano. Com isso, foi possível afirmar que a partir de 1993 começou haver um evidente crescimento dessa variável climática.

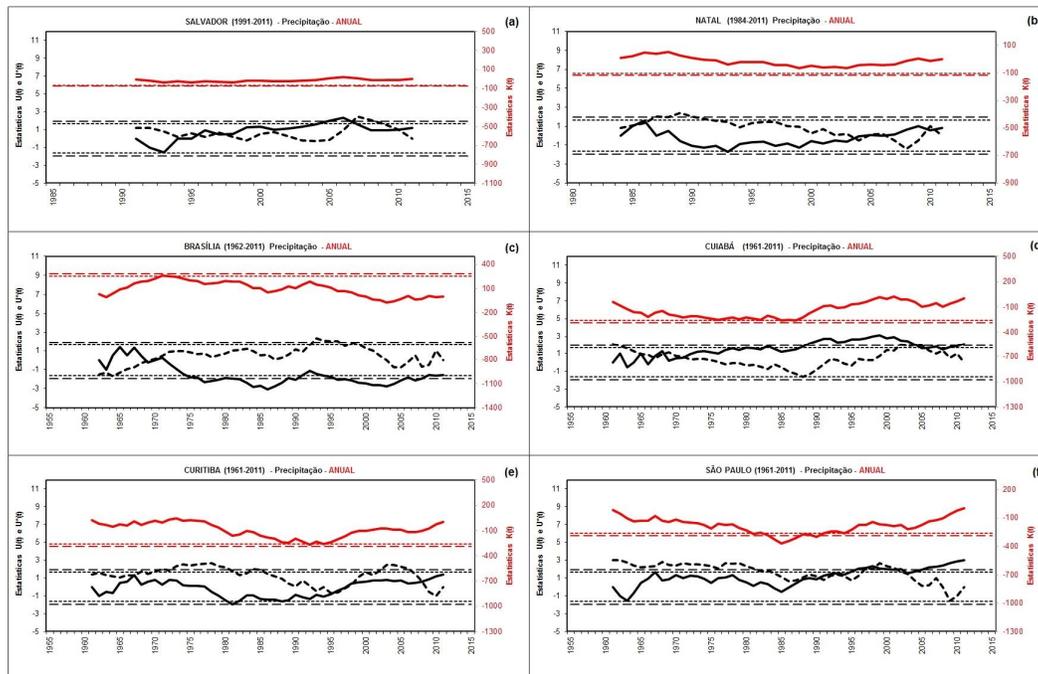


Figura 2 – Estatísticas de Mann-Kendall (em preto) e Pettitt (em vermelho) para precipitações pluviométricas nas capitais: (a) Salvador, (b) Natal, (c) Brasília, (d) Cuiabá, (e) Curitiba e (f) São Paulo.

As análises dos resultados para a cidade de São Paulo, apresentada na Figura 2f, mostram tendência positiva em nível (+)(+) para ambos os testes não paramétricos. Os dados indicam que essa tendência se torna mais significativa a partir de 1985 para capital paulista.

3.2. Temperatura média

No que concerne à temperatura média, de forma análoga ao discutido acima, as formas gráficas dos testes não paramétricos estão apresentadas para as cidades de Belo Horizonte, Palmas, João Pessoa, Fortaleza, Goiânia e São Paulo (Figura 3).

Verifica-se, por meio dos dois testes, que Belo Horizonte (Figura 3a) e Palmas (Figura 3b) apresentaram as curvas estatísticas de $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, além das $K(t)$ cruzando os intervalos de confiança de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$, confirmando-se os inícios das tendências (+)(+) nos anos 1987 e 2001, respectivamente.

Para as capitais João Pessoa e Fortaleza nenhuma tendência pode ser confirmada, visto que apesar dos cruzamentos das curvas estatísticas no teste Mann-Kendall (em 1991 para João Pessoa e em 1995 para Fortaleza), não se pode confirmar tendências, pois as curvas das estatísticas $K(t)$ no teste Pettitt não cruzaram nenhum dos níveis de significância de $\pm 5\%$ a $\pm 10\%$ em ambas as cidades.

Não obstante, em Goiânia, apesar do teste de Pettitt ser validado com tendência de aumento (++) da temperatura média a partir de 1994, o resultado do teste de Mann-Kendall revelou a não ocorrência de cruzamento das curvas estatísticas dentro dos intervalos de confiança, descartando assim qualquer tendência para essa cidade. De forma semelhante, em São Paulo o teste de Pettitt acusou aumento (++) a partir de 1989, mas o teste de Mann-Kendall não revelou cruzamentos das curvas $U(t_n)$ e $U^*(t_n)$, invalidando a possibilidade de haver tendência na temperatura média para a capital paulista.

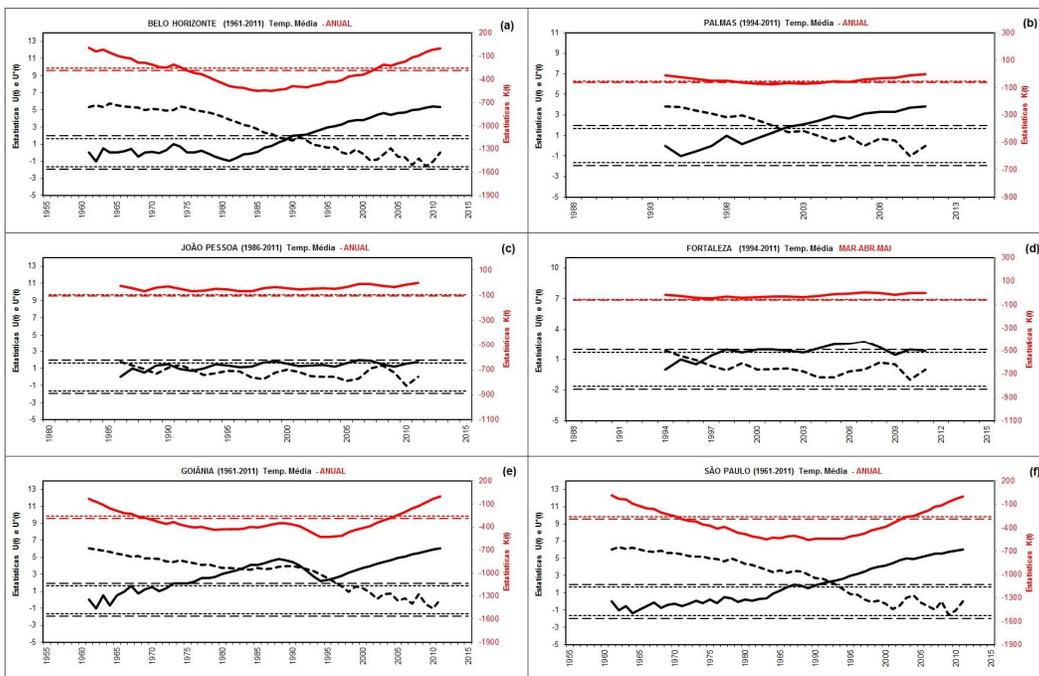


Figura 3 – Idem ao procedimento adotado na Figura 2, porém para a temperatura média nas capitais: (a) Belo Horizonte, (b) Palmas, (c) João Pessoa, (d) Fortaleza, (e) Goiânia e (f) São Paulo.

Os resultados das análises descritivas efetuadas para as séries temporais estudadas e avaliadas por meio dos testes estatísticos explicados acima estão apresentados na Tabela 2. Na tabela são colocadas para cada capital, as variáveis analisadas (T -méd. e $Precip.$) e os valores encontrados pelo método da regressão linear do coeficiente angular (a) e do poder do ajuste (R^2).

Tabela 2 – Resumo das análises estatísticas empregando os testes paramétricos e não paramétricos para temperatura média (T-Med.) e precipitação pluviométrica (Precip.)^(*).

Capital	Variáveis	<i>a</i>	<i>R</i> ²	<i>M-K</i>	<i>Pet</i>	Tendência
Aracajú (SE)	T-Med.	0,0519	0,9895	(+)2006	(+)(+)2006	(+)(+)2006
	Precip.	2,8718	0,7039			?
Belém (PA)	T-Med.	0,0342	0,9062	(+)1995	(+)(+)1995	(+)(+)1995
	Precip.	7,9011	0,7696			?
Belo Horizonte (MG)	T-Med.	0,0343	0,8942	(+)(+)1987	(+)(+)1987	(+)(+)1987
	Precip.	2,2232	0,2050	(+)(+)2008		?
Boa Vista (RR)	T-Med.	0,0432	0,9521	(+)(+)2004	(+)(+)2004	(+)(+)2004
	Precip.	18,0516	0,7579			?
Brasília (DF)	T-Med.	0,0238	0,4660	(+)(+)1997	(+)(+)1997	(+)(+)1997
	Precip.	-5,3154	0,4387	(-)(-)1971	(-)1971	(-)1971
Cuiabá (MT)	T-Med.	0,0201	0,8011	(+)(+)1991	(+)(+)1986	(+)(+)1986
	Precip.	1,2624	0,0625	(-)2005	(+)(+)1986	?
Curitiba (PR)	T-Med.	0,0281	0,9315	(+)(+)1993	(+)(+)1993	(+)(+)1993
	Precip.	5,5335	0,1567	(+)(+)1993	(+)1993	(+)1993
Florianópolis (SC)	T-Med.	0,0159	0,6341	(+)(+)1992		?
	Precip.	0,3586	0,0012			?
Fortaleza (CE)	T-Med.	0,0173	0,6162	(+)(+)1995		?
	Precip.	20,4268	0,4443	(+)(+)2001		?
Goiânia (GO)	T-Med.	0,0309	0,6623		(+)(+)1994	?
	Precip.	-1,5089	0,2578			?
João Pessoa (PB)	T-Med.	0,0046	0,1700	(+)(+)1991		?
	Precip.	-1,5167	0,0116	(+)(+)2007		?
Macapá (AP)	T-Med.	0,0352	0,9808		(+)(+)1993	?
	Precip.	-3,1794	0,2077			?
Maceió (AL)	T-Med.	0,0156	0,7874	(+)(+)2007		?
	Precip.	40,7552	0,7833	(+)(+)2007		?
Manaus (AM)	T-Med.	0,0090	0,3066	(+)(+)2004	(+)(+)2000	(+)(+)2000
	Precip.	0,4350	0,0013			?
Natal (RN)	T-Med.	-0,0111	0,1317	(+)(+)2005	(+)(+)2001	(+)(+)2001
	Precip.	20,6184	0,6150	(+)(+)2003		?
Palmas (TO)	T-Med.	0,0967	0,9987	(+)(+)2001	(+)(+)2001	(+)(+)2001
	Precip.	12,4170	0,5892	(+)(+)2006		?
Porto Alegre (RS)	T-Med.	0,0274	0,9182	(+)(+)1990	(+)(+)2001	?
	Precip.	-0,6599	0,0113			?
Recife (PE)	T-Med.	0,0187	0,9763		(+)(+)1986	?
	Precip.	-8,5320	0,4905			?
Rio Branco (AC)	T-Med.	-0,0203	0,8379	(-)(-)2002		?
	Precip.	-9,8175	0,6675			?
Rio de Janeiro (RJ)	T-Med.	0,0256	0,1145	(+)(+)2008		?
	Precip.	-0,3105	0,0003			?
Salvador (BA)	T-Med.	-0,0155	0,4438	(+)(+)2010		?
	Precip.	1,4242	0,0074	(+)(+)1987		?
São Luiz (MA)	T-Med.	0,0311	0,9750		(+)(+)1991	?
	Precip.	0,4947	0,0024	(+)(+)2008		?
São Paulo (SP)	T-Med.	0,0374	0,9628		(+)(+)1989	?
	Precip.	4,3272	0,4209	(+)(+)1987	(+)(+)1985	(+)(+)1985
Teresina (PI)	T-Med.	0,0117	0,5099	(+)(+)2000		?
	Precip.	12,4019	0,4695			?
Vitória (ES)	T-Med.	0,0082	0,8406	(+)(+)2000		?
	Precip.	14,7958	0,7336			?

Para os testes de Mann-Kendall (*M-K*) e de Pettitt (*Pet*) utilizou-se a mesma convenção anterior, ou seja, (+)(+) para a tendência positiva e (-)(-) quando é negativa, confirmada entre 5% e 10% dos níveis dos intervalos de confianças, respectivamente. E, de forma análoga, (+) e (-) quando a tendência for confirmada acima de 10% do nível do intervalo de confiança, respectivamente.

4. Conclusões

Com referência aos dois parâmetros climatológicos explorados por meio dos testes aplicados neste trabalho, as análises gráficas e tabulares das estatísticas paramétricas e não paramétricas apresentam concordância entre seus resultados, indicando que esses testes podem ser empregados nos estudos de tendências de séries temporais.

Verificou-se que apenas duas capitais (Curitiba e São Paulo) apresentaram o aumento, e uma (Brasília) a diminuição de tendência confirmada nos dados de precipitação pluviométrica, o que corresponde a 8% e 4%, respectivamente, dos dados avaliados. Com relação às séries de temperatura média, identificou-se que dez capitais (40% do total) registraram um aumento de tendência dessa variável climática.

Desta forma, percebe-se que, dentro dos limites impostos e de acordo com a quantidade de séries estudadas, a ocorrência do aumento de tendência é mais significativa e sensível para o parâmetro temperatura média. Buscar justificativas e explicações para ocorrências destas e outras tendências, seja pelas ações do homem (influência antrópica) ou causadas pela variabilidade natural do clima, é a próxima etapa dessa pesquisa, aplicando os testes estatísticos em vários outros municípios brasileiros.

Em que pese às várias projeções geradas por modelos que consideram diferentes aspectos socioeconômicos, como emissões de gases de efeito estufa, uso da terra, dentre outros, quando aliados às medidas climáticas, apontarem nítida tendência do aumento de temperatura e dos índices de chuvas (PBMC, 2012), em princípio, evidencia-se por meio dos resultados obtidos neste trabalho, não parece estar ocorrendo nenhuma forma de mudança climática nas capitais estaduais do Brasil.

5. Agradecimentos

Os autores agradecem a Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUC-Campinas) por fornecer os meios necessários para realização desse trabalho, e ao Programa Institucional de Bolsas

de Iniciação Científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (PIBIC/CNPq), pela bolsa concedida.

Referências

ALEXANDER, L. V.; ZHANG, X.; PETERSON, T. C.; CAESAR, J.; GLEASON, B.; KLEIN TENK, A. M. G.; HAYLOCK, M.; COLLINS, D.; TREWIN, B.; RAHIMZADEH, F.; TAGIPOUR, A.; RUPA KUMAR, K.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VICENT, L.; STEPHENSON, D. B.; BURN, J.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; TAYLOR, M.; NEW, M.; ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VAZQUEZ-AGUIRRE, J. L. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. **Journal of Geophysical Research Atmospheres**, v. 111, Issue D5, 16, doi: 10.1029/2005JD006290, 2006.

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

COX, P. M.; HARRIS, P. P.; HUNTINGFORD, C.; BETTS, R. A.; COLLINS, M.; JONES, C. D.; JUPP, T. E.; MARENGO, J. A.; NOBRE, C. A. Increasing risk of Amazonian drought due to decreasing aerosol pollution, **Nature**, v. 453, p. 212-215, 2008.

DEBERTOLI, N.; DUBREUIL, V.; DELAHAYE, F.; FILHO RODRIGUES, S. Análise temporal do período chuvoso na Amazônia Meridional brasileira (1971-2010). **Revista Geonorte**, Edição Especial, v. 1, n. 5, p. 382-394, 2012.

GOOSSENS, C.; BERGER, A. Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century. **Annales Geophysicae**, v. 4, n. B4, p. 385-400, 1986.

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

INMET, **Instituto Nacional de Meteorologia**. Banco de Dados para Pesquisa e Ensino (BDMEP). Disponível em: <<http://inmet.gov.br>> Acesso em: 09 fev. 2013.

LEWIS, S. L.; BRANDO, P. M.; PHILLIPS, O. L.; VAN DER HEIJDEN, G. M. F.; NEPSTAD, D. The 2010 Amazon drought. **Science**, v. 331, n. 6017, p. 554-554, 2011.

MARENGO, J. A.; NOBRE, C. A.; TOMASELLA, J. The drought of Amazonia in 2005. **Journal Climate**, v. 21, p. 495-516, 2008.

MORTATTI, J.; JR. BORTOLETTO, M. J.; MILDE, L. C. E.; PROBST, J-L. Hidrologia dos rios Tietê e Piracicaba: séries temporais de vazão e hidrogramas de cheia. **Revista Ciência & Tecnologia**, v. 12, n. 23, p. 55-67, 2004.

MORAES, J. M.; PELLEGRINO, G.; BALLESTER, M. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L. Estudo preliminar da evolução temporal dos componentes do ciclo hidrológico da bacia do Rio Piracicaba. In: **Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos – 11; Simpósio de Hidráulica e Recursos Hídricos dos Países de Língua Oficial Portuguesa – 2**; Recife. *Anais...* Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos, p. 27-32, 1995.

PBMC, **Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas** – Sumário Executivo: Volume Especial - Primeiro Relatório de Avaliação Nacional - 2012. Disponível em: <<http://ebookbrowse.com/sumario-executivo-vol1-pbmc-final-pdf-d367895824>> Acesso em: 08 jun. 2013.

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

SELLO, S. Time series forecasting: a nonlinear dynamics approach. 1999. <arxiv.org/abs/physics/9906035>. Acessado em: 21 jun. 2012.

SNEYERS, R. **Sur l'analyse statistique des séries d'observations**. Note Technique No. 143, Organisation Météorologique Mondiale, n. 415, 192 p., 1975.

Recebido: 29/06/2013 Aprovado: 09/08/2013