

## Artigo Técnico

# Tendências em séries anuais de precipitação e temperaturas no Brasil

*Trends in the annual rainfall and temperatures series in Brazil*

Júlio César Penereiro<sup>1\*</sup>, Monica Cristina Meschiatti<sup>2</sup>

## RESUMO

Nas últimas décadas, pesquisadores científicos e acadêmicos em todo o mundo têm se preocupado com a avaliação das tendências dos climas regional e global. A avaliação das alterações no clima é uma ferramenta para o planejamento da sociedade, pois permite considerar as possíveis consequências do aumento das temperaturas do ar e de mudanças no regime de precipitação que foram observadas ao redor do mundo. Sob a hipótese da presença de alterações climáticas no Brasil, o objetivo do presente estudo foi identificar a existência de tendências climáticas em 243 séries anuais de temperaturas máxima, mínima e média do ar (T-Máx., T-Mín. e T-Méd.) e precipitação pluviométrica (Prec.) em cidades do Brasil. Foram empregados os testes estatísticos de Mann-Kendall (M-K) e Pettitt (Pett.) para avaliação de tendências significativas. Para a visualização espacial das tendências observadas, foram elaborados mapas. Os resultados estatísticos mostram que, de todas as cidades estudadas, foram observadas tendências positivas na T-máx. em 35% das séries, negativas em 1% e ausência de tendência em 64%. Para a T-Mín., foram observadas tendências positivas em 30% dos casos, negativas em 8% e ausência de tendência em 63%. Na T-Méd., tendência positiva foi detectada em 35% das cidades analisadas, negativa em 3% e ausência de tendência em 62%. Por fim, na Prec., tendência positiva em 6% dos casos, negativa em 4% e ausência de tendência em 91%. As tendências observadas no presente estudo estão possivelmente relacionadas às atividades antrópicas em cada localidade, como o expansionismo urbano, o desenvolvimento industrial e o adensamento populacional.

**Palavras-chave:** tendências climáticas; séries temporais; análises estatísticas; mudanças ambientais.

## ABSTRACT

In recent decades, scientific and academic researchers around the world have been concerned with the assessment of regional and global climate trends. The assessment of changes in the climate system is a planning tool for society as it enables the consideration of possible consequences from the increasing air temperature and changes in precipitation that have been observed around the world. Under the hypothesis of climate change presence in Brazil, the aim of this study was to verify the presence of climate trends in 243 annual data from Brazilian cities of maximum, minimum and average air temperatures and rainfall. The Mann-Kendall (M-K) and the Pettitt (Pett.) tests were applied in order to evaluate the presence of significant trends. Maps were developed for the spatial visualization of the observed trends. The statistical results show that, from all the studied cities, increasing trends in maximum temperature were observed in 35% of the series, decreasing in 1% and no trends were observed in 64%. For the minimum temperature, increasing trends were observed in 30% of the studied series, decreasing in 8% and no trends in 63%. For the average temperature, increasing trends were observed in 35%, decreasing in 3% and no trends in 62%. For rainfall, increasing trends were observed in 6%, decreasing in 4% and no trends in 91%. The observed trends may be related to the anthropic activities like urban expansion, industrial development and the increasing population density in each studied city.

**Keywords:** climatic trends; time series; statistical analysis; environmental changes.

## INTRODUÇÃO

Um dos assuntos que vem ocupando os meios científico e acadêmico nas últimas décadas está relacionado à identificação de tendências climáticas em nível regional e mundial. A verificação das alterações no clima é uma ferramenta para o planejamento da sociedade, pois permite considerar as possíveis consequências do aumento das temperaturas do ar e de mudanças no regime de precipitação (IPCC, 2013).

Além disso, tais estudos subsidiam elementos para melhor averiguação do comportamento do clima no futuro.

Na América do Sul, destacam-se como consequências das mudanças climáticas: as alterações na produção agrícola, podendo ocorrer extinção de áreas agricultáveis, colocando em risco a sustentabilidade alimentar de vários países (SANTOS *et al.*, 2013; WHEELER & VON BRAUN, 2013; IPCC, 2013); o aumento de áreas de risco por escorregamento de

<sup>1</sup>Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUC-Campinas) - Campinas (SP), Brasil.

<sup>2</sup>Instituto Agrônomo de Campinas (IAC) - Campinas (UF), Brasil.

\*Autor correspondente: jcpeneiro@yahoo.com.br

Recebido: 02/09/16 - Aceito: 06/02/17 - Reg. ABES: 168763

encostas e alagamentos devido ao aumento na frequência de ocorrência e magnitude de eventos extremos de precipitação (DONAT *et al.*, 2013; IPCC, 2013; PBMC, 2013); os riscos de diminuição da disponibilidade de água devido a eventos de secas prolongadas (VARGAS; NAUMANN; MINETTI, 2011), afetando também a geração de energia, especialmente no Brasil, onde 74,0% do total de energia elétrica gerada é devido ao uso de hidrelétrica (BRASIL, 2011), entre outros impactos.

De acordo com o Quinto Relatório Científico do Painel Intergovernamental das Mudanças Climáticas (*Intergovernmental Panel on Climate Change* — IPCC) (IPCC, 2013), o aumento da temperatura atmosférica é inequívoco e desde a década de 1970 são observadas variações nos padrões climáticos globais. A temperatura média da atmosfera tem aumentado em quase todo o globo, com incrementos de até 2,5°C no período de 1901 a 2012 no sul da América do Sul, no norte da África, na região central do continente asiático e no norte da América do Norte. Aumentos na precipitação anual de até 50 mm. ano<sup>-1</sup>.década<sup>-1</sup> foram observados no sul da América do Sul, no norte da Austrália, na Europa e no sul da América do Norte. Tendências negativas nessa variável foram observadas na África, no sul do continente asiático e no sul europeu, com diminuição de 5 a 50 mm.ano<sup>-1</sup>. década<sup>-1</sup> (IPCC, 2013).

Alexander *et al.* (2006), analisando dados de 2 mil estações de temperaturas e 2.200 estações de precipitação pluvial espalhadas pelo globo, identificaram, em séries anuais, tendência significativa de aumento nessa variável na América do Sul, especialmente na segunda metade do século XX. Não obstante, Doyle e Barros (2011) observaram aumento de 55 mm.ano<sup>-1</sup> na precipitação anual da região da Bacia do Rio da Prata. Enquanto Haylock *et al.* (2006) realizaram análises de dados de 1960 a 2000 para o Brasil e observaram tendência positiva na precipitação no Sul e no Sudeste do Brasil e tendência negativa no Nordeste.

Para os índices relativos à temperatura mínima, Alexander *et al.* (2006) analisaram mais de 1.400 estações meteorológicas e verificaram tendência de aumento em 70,0% das regiões continentais analisadas, incluindo a América do Sul. Tendências em temperaturas extremas na América do Sul também foram observadas por Vincent *et al.* (2005), entre 1960 e 2000. Esses autores verificaram tendência de aquecimento na temperatura mínima extrema anual. Os eventos extremos de temperatura no Brasil, especialmente na região Sul, podem ser influenciados pelo aumento na frequência de ocorrência de eventos de El Niño (MARENGO & CAMARGO, 2008). No período analisado, de 1960 a 1980, foram observadas tendência de aumento nos índices de temperatura máxima extrema e diminuição nos índices de temperatura mínima extrema. Outros estudos de análise de dados anuais de temperaturas do ar foram realizados no sul do Brasil. No período de 1913 a 2006 foi constatado aumento de 0,5°C por década na temperatura mínima (SANSIGOLO & KAYANO, 2010). Essa variável, no estado de

São Paulo, também exibe tendência positiva no período de 1951 a 2010 (BLAIN, 2011) e no período de 1890 a 2010 (BLAIN & LULU, 2011).

A fim de verificar a presença de possíveis alterações nos padrões climáticos locais, muitos autores adotam o uso do teste estatístico não paramétrico de Mann-Kendall (M-K.). Segundo Yue *et al.* (2002), esse teste tem sido largamente utilizado em diversas partes do globo para a detecção de tendências em séries meteorológicas e hidrológicas. Khaliq *et al.* (2009) afirmam que métodos não paramétricos são empregados na grande maioria dos estudos de detecção estatística de alterações climáticas e, concordando com isso, Chandler e Scott (2011) assinalam que esse teste tem sido muito utilizado em estudos ambientais.

Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi avaliar a presença de tendências e rupturas em séries temporais anuais de precipitação pluviométrica (Prec.) e de temperaturas do ar mínima (T-Mín.), média (T-Méd.) e máxima (T-Máx.), observadas em cidades brasileiras. Para tanto, aplicou-se às variáveis climáticas testes estatísticos paramétricos e não paramétricos no intuito de procurar indícios de alterações bruscas em cada série e verificar em que momento esse evento passou a ser registrado.

## METODOLOGIA

### Área de estudo e descrição dos dados utilizados

O Brasil possui uma área de aproximadamente 8.515.767,0 km<sup>2</sup>, estando localizado entre as longitudes -75° e -35° e as latitudes +5° e -30°. Possui 5.569 municípios, além do Distrito Federal, que estão espalhados em 5 regiões políticas: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul (IBGE, 2015). Dessas, a maior em extensão é a Região Norte, com 3.869.637,9 km<sup>2</sup>, o que equivale a 45,2% do território brasileiro; e a menor é a Região Sul, com 575.316,0 km<sup>2</sup>, correspondendo a 6,8% do território nacional.

Para o presente estudo foram utilizados dados históricos de T-Mín., T-Méd., T-Máx. e Prec. de estações meteorológicas convencionais no Brasil, pertencentes ao Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). O período estudado de cada série temporal dependeu da disponibilidade dos dados da estação medidora em análise. Durante o processo de organização das séries temporais, foram observadas falhas nas séries de dados medidos em algumas cidades. Em alguns casos, meses e até mesmo anos não possuíam medições, o que acarretou em um corte no período da série a ser reduzida. Assim, o período analisado é variável conforme a estação meteorológica, mas com final estabelecido no ano de 2015.

Ressalta-se que foram inferidos outros tipos de problemas nas medições, tais 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 a manutenção desses equipamentos. Isso explica a presença de grandes regiões com ausência de estações medidoras.

A Figura 1 destaca as cinco regiões políticas brasileiras e as posições de todas as estações meteorológicas do INMET. Os círculos indicam as capitais estaduais, enquanto que os losangos representam as cidades de interior ou litoral. Os locais que foram estudados neste trabalho estão indicados no mapa da Figura 1 em azul, ao passo que aqueles locais que não foram tratados no presente estudo estão indicados em vermelho.

Até a presente data, no endereço eletrônico do INMET, há dados observados em 266 estações medidoras convencionais distribuídas pelo país (INMET, 2015). No total, o presente estudo analisou 243 cidades, sendo que 25 são capitais de estados. Ressalta-se que as capitais Campo Grande, no Mato Grosso do Sul, e Porto Velho, em Rondônia, não possuem estações medidoras do INMET. O levantamento realizado no presente estudo corresponde a 91,35% do total de estações, sendo que 40 (15,04%) encontram-se na Região Norte, 90 (33,83%) no Nordeste, 23 (8,85%) no Centro-Oeste, 60 (22,55%) no Sudeste e 30 (11,28%) no Sul. Essas diferenças se justificam devido às dimensões,

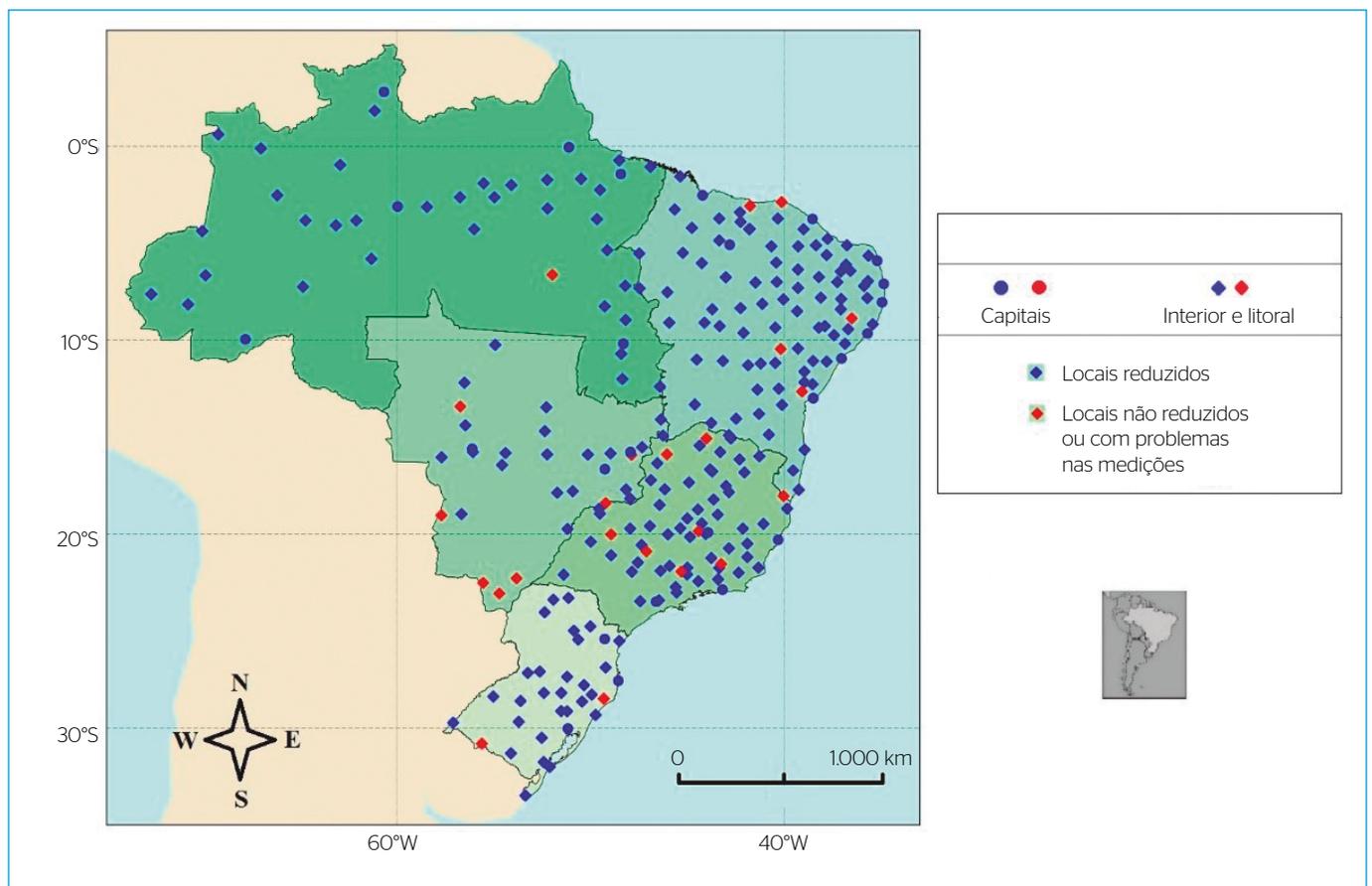
às quantidades de ocupações urbanas e às características geográficas intrínsecas de cada região política (INMET, 2015).

A T-Méd. foi obtida a partir do cálculo da média entre as T-Mín. e T-Máx. medidas diariamente.

Os dados observados foram organizados e tratados em planilhas do *software* Microsoft Office Excel. Usando esse mesmo *software*, os cálculos foram realizados aplicando testes estatísticos visando detectar a ocorrência de uma tendência e a variabilidade dos parâmetros climáticos de interesse, além da geração de gráficos e a realização de análises estatísticas acuradas, como será discutido a seguir.

### Testes estatísticos utilizados

Empregou-se o teste não paramétrico de M-K., que é utilizado para avaliar a significância de uma tendência (SNEYERS, 1975). Nesse teste considera-se que, na hipótese de estabilidade de uma série, a sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples). Assim como descreveu Moraes *et al.* (1995), considerando uma série temporal  $Y_i$  com  $N$  termos, sendo  $1 \leq i \leq N$ , o procedimento consiste em realizar a soma  $t_n$  do número de termos  $m_i$  da série, relativo ao valor  $Y_i$



**Figura 1** - Localização das cidades com estações medidoras pertencentes ao Instituto Nacional de Meteorologia. Azul representa as estações selecionadas para o presente estudo e vermelho, as excluídas.

cujos termos precedentes ( $j < i$ ) são inferiores a ele ( $Y_j < Y_i$ ); o que pode ser expresso pela Equação 1:

$$t_n = \sum_{i=1}^N m_i \tag{1}$$

Em que:

$t_n$  consiste na soma do número de termos da série em análise;  
 $N$  é o número total de termos a ser analisado na série;  
 $m_i$  indica o número do termo específico da série em análise; e  
 $i$  representa o número do termo específico em análise.

Para séries com grande número de termos ( $N$ ), sob a hipótese nula ( $H_0$ ) de ausência de tendência,  $t_n$  apresentará uma distribuição normal com média e variância dadas, segundo Back (2001), respectivamente, pelas Equações 2 e 3:

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

$$Var(t_n) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{72} \tag{3}$$

Em que:

$E(t_n)$  é o valor da média da soma do número de termos da série;  
 $N$  é o número total de termos a ser analisado na série; e  
 $Var(t_n)$  indica o valor da variância da soma do número de termos da série.

Testando a significância estatística de  $t_n$  para a hipótese nula, usando um teste bilateral, essa pode ser rejeitada para grandes valores da estatística  $U(t_n)$ , fornecida pela Equação 4 (BACK, 2001):

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

Em que:

$U(t_n)$  representa uma das etapas da análise estatística de Mann-Kendall da série em análise;  
 $t_n$  consiste na soma do número de termos da série em análise;  
 $E(t_n)$  é o valor da média da soma do número de termos da série; e  
 $Var(t_n)$  indica o valor da variância da soma do número de termos da série.

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

O ponto de início de uma mudança na série pode ser estimado aplicando-se o mesmo princípio à série inversa. Assim, no sentido

inverso da série temporal original, ao partir do valor  $i=N$  até  $i=1$ , gera-se a estatística inversa  $U^*(t_n)$ . A intersecção das duas curvas estatísticas  $U(t_n)$  e  $U^*(t_n)$  corresponde ao ponto aproximado de mudança de tendência. Entretanto, de acordo com Back (2001), isso só é significativo caso esse ponto ocorra dentro do intervalo de significância bilateral, isto é, entre -1,65 e +1,96, correspondentes a  $\alpha_0=0,10$  (em 10%) e  $\alpha_0=0,05$  (em 5%), respectivamente.

No teste de Pettitt (Pett.), o procedimento adotado verifica se duas amostras —  $Y_1, Y_2, \dots, Y_p$  e  $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_T$  — são provenientes de populações idênticas (PETTITT, 1979). A estatística  $m_{t,T}$  faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda amostra, o que, de acordo com Moraes *et al.* (1995), pode ser escrita por meio da Equação 5:

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

Em que:

$m_{t,T}$  representa uma das etapas da análise estatística de Pettitt da série em análise;  
 $m_{t-1,T}$  indica a segunda etapa da análise estatística de Pettitt da mesma série em análise;  
 $j$  é o número do termo específico em análise, porém diferente do valor “ $t$ ”, anteriormente comentado;  
 $Y_i - Y_j$  são os valores da série em estudo, para avaliar se o valor do termo precedente ( $j$ ) é menor que o no momento da análise ( $i$ );  
 $t$  é a soma do número de termos da série de um membro da primeira amostra;  
 $T$  indica a soma do número de termos da mesma série, mas de um membro da segunda amostra; e  
 $\text{sgn}(x) = 1$  para  $x > 0$ ;  $\text{sgn}(x) = 0$  para  $x = 0$ ; e  $\text{sgn}(x) = -1$  para  $x < 0$ .

A partir dessa prerrogativa, a estatística  $m_{t,T}$  é então calculada para valores de  $1 \leq t \leq T$ . Na sequência, obtém-se a estatística  $K(t)$  calculando o máximo valor absoluto de  $m_{t,T}$ . É a estatística  $K(t)$  que possibilita localizar o ponto em que houve a mudança brusca na média da série temporal. Para isso, segundo Back (2001), o nível de significância é avaliado por intermédio da Equação 6:

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

Em que:

$p$  representa a estatística para localizar o ponto em que ocorreu eventual ruptura da série temporal;  
 $K$  é o valor que indica a possibilidade de localizar o ponto em que ocorreu a ruptura na série; e

$T$  é a soma do número de termos da mesma série, mas de um membro da segunda amostra.

O ponto de mudança brusca é aquele no qual o valor de  $t$  ocorre para o máximo (ou mínimo) valor de  $K(t)$ , obtido por meio da inversão da equação anterior, o que resulta na Equação 7:

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

Em que:

$K_{crit.}$  indica, por meio da inversão da equação de o valor  $p$ , a possibilidade de localizar com exatidão o ponto em que ocorreu a ruptura na série temporal em análise;

$p$  significa a relação estatística para localizar o ponto em que ocorreu eventual ruptura da série temporal; e

$T$  indica a soma do número de termos da mesma série, mas de um membro da segunda amostra.

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

## Apresentação dos resultados

Devido à grande quantidade de informações numéricas obtidas, decidiu-se apresentar alguns dos resultados em forma de gráficos, visando à identificação de características e peculiaridades das mesmas, além da realização de interpretação estatística.

Os gráficos do teste de M-K. foram representados pelas linhas pretas. As linhas horizontais tracejadas e pontilhadas referem-se aos intervalos de confiança  $\pm 5$  a  $\pm 10\%$ , sendo a curva estatística  $U(t_n)$  representada em linha contínua e a  $U^*(t_n)$  em linha tracejada. De maneira análoga, no teste de Pett., representado em cor vermelha, os níveis de confiança de  $\pm 5$  a  $\pm 10\%$  estão evidenciados em linhas horizontais tracejadas e pontilhadas, respectivamente, e a curva estatística  $K(t)$  é mostrada em linha contínua.

No intuito de estabelecer um critério que expressasse os resultados dos dois testes, utilizou-se a seguinte convenção: os sinais (+) e (-) para tendência positiva e negativa, respectivamente, quando essa for igual ou estiver acima de 10% do intervalo de confiança bilateral. Um sinal (?) foi adotado caso não houvesse condições de confirmar tendência na série avaliada.

Os resultados finais das análises de T-Mín., T-Méd., T-Máx. e Prec. de todas as 243 estações meteorológicas estudadas foram apresentados em mapas de distribuição espacial das tendências de cada variável. Assim, em cada um dos mapas é possível identificar os locais onde se detectaram tendências crescentes e decrescentes no nível de significância avaliado de 10%.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Figura 2 estão mostrados os gráficos relativos às análises não paramétricas para os dados de T-Máx. da cidade de Curitiba, Paraná (Figura 2A), e T-Mín. de São Gabriel da Cachoeira, Amazonas (Figura 2B).

Na Figura 2A, o período analisado foi de 1961 a 2015, sendo identificada tendência de aumento a partir de 1999 na T-Máx. de Curitiba. Isso se justifica porque ocorreu o cruzamento das curvas  $U(t_n)$  e  $U^*(t_n)$  do teste de M-K. entre os intervalos de confianças (SNEYERS, 1975; BACK, 2001) em 1999. Não obstante, o ponto de mudança brusca de  $K(t)$  no teste de Pett. cruzou os limites críticos estabelecidos de 5 e 10% também nesse ano (BACK, 2001), confirmando tendência (+) naquela data.

No caso de São Gabriel da Cachoeira, a Figura 2B mostra o comportamento estatístico da T-Mín. no período entre 1961 e 2015. Os testes de M-K. e de Pett. confirmaram o registro de tendência negativa a partir de 1995. Isso se deve porque, como se verifica no gráfico inferior da figura, ocorreu o cruzamento das curvas estatísticas  $U(t_n)$  e  $U^*(t_n)$  entre os intervalos de confianças em 1997, enquanto que a curva  $K(t)$ , mostrada no gráfico superior da mesma figura cruzou os dois níveis de confiança com o máximo inferido em 1995. Em que pese essas datas estarem defasadas em dois anos uma da outra, optou-se por confirmar que existe tendência de diminuição nessa série temporal a partir de 1995, isto é, considerou-se a data inferida pelo teste de Pett. por ser um método estatístico com foco em detecção de mudanças abruptas em séries históricas (BUSUIOC & VON STORCH, 1996; BACK, 2001).

A Figura 3 revela os gráficos dos comportamentos medidos para as variáveis climáticas de T-Méd. e Prec. nas cidades de Goiânia, Goiás (Figura 3A), e Recife, Pernambuco (Figura 3B), respectivamente.

Para as medidas da T-Méd. em Goiânia (Figura 3A), nenhuma tendência foi observada no período de 1961 a 2015, pois em nenhum momento ocorreu o cruzamento das curvas estatísticas do teste de M-K. entre os intervalos de confiança, apesar da curva do teste de Pett. ter cruzado os dois níveis de confiança com um mínimo registrado em 1995. Sendo assim, fica difícil afirmar com segurança que exista tendência na série temporal climática de T-Méd. para os dados observados naquela cidade.

No caso das medidas de Prec. registradas em Recife entre 1961 e 2015 (Figura 3B), nenhuma tendência foi identificada. Isso se deve porque ao aplicar os testes estatísticos ocorreram vários cruzamentos das curvas  $U(t_n)$  e  $U^*(t_n)$  entre os intervalos de confiança de  $\pm 5$  e  $\pm 10\%$  e, além disso, a curva  $K(t)$ , mostrada no gráfico superior da figura, em nenhum momento cruzou um dos níveis de confiança de 5 e 10%. Em decorrência disso, fica descartada a existência de tendência no índice de chuva para a capital pernambucana.

A Tabela 1 apresenta um resumo dos resultados dos testes de M-K. e de Pett. para as localidades abordadas em cada região política

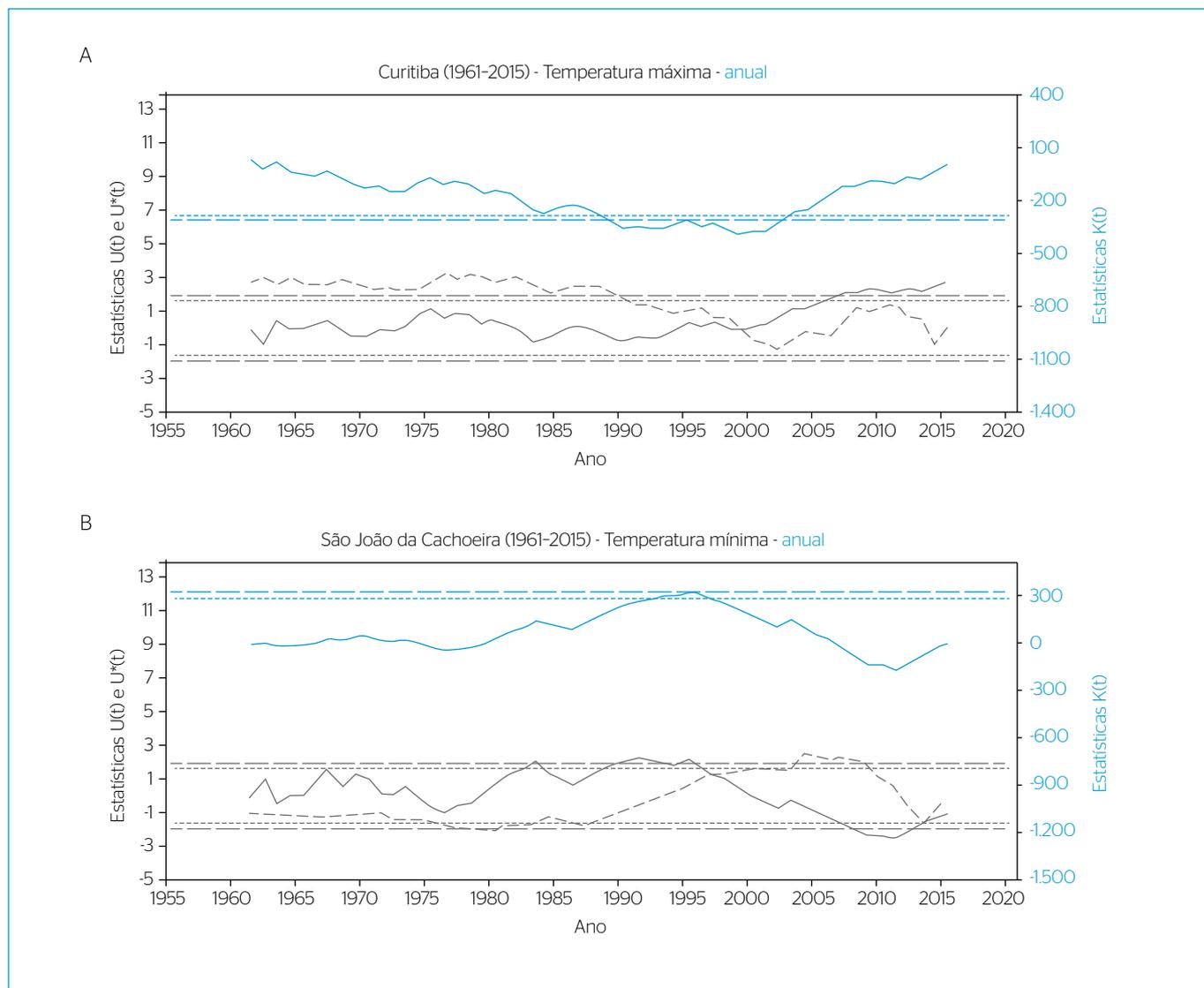
do Brasil. Nela foi adotada a convenção de sinais discutida anteriormente, visando identificar as análises com resultados de tendência negativa (-), positiva (+) ou ausência (?) do presente levantamento. Nessa tabela destaca-se o considerável número de cidades — exceto na Região Centro-Oeste — que registraram aumento de tendência na T-Mín., T-Méd. e T-Máx. Não obstante, percebe-se o grande número de localidades que acusaram ausências de tendências, principalmente na variável climática Prec.

### Mapas de tendências

As distribuições espaciais das tendências climáticas observadas por meio da aplicação dos testes de M-K. e de Pett. estão mostradas nas Figuras 4 a 7. O mapa da Figura 4 revela a distribuição espacial das tendências observadas para a T-Mín. Destacam-se nessa figura 71 cidades com registros de tendências de aumento, o que corresponde a 29,22%

das localidades analisadas. As regiões Norte, Nordeste e Sudeste foram as que apresentaram os maiores números de casos (20 cada), seguidas pelas regiões Centro-Oeste (6) e Sul (5). Detectaram-se tendências negativas em 19 cidades, correspondendo a 7,82% das localidades analisadas. A Região Nordeste foi a que apresentou o maior número de casos (12), seguida pelas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul (2 cada), além da Região Norte, que registrou apenas 1 local. Em 153 cidades analisadas — o que equivale a 62,96% de todo o levantamento —, não ocorreu a comprovação de tendência na T-Mín.

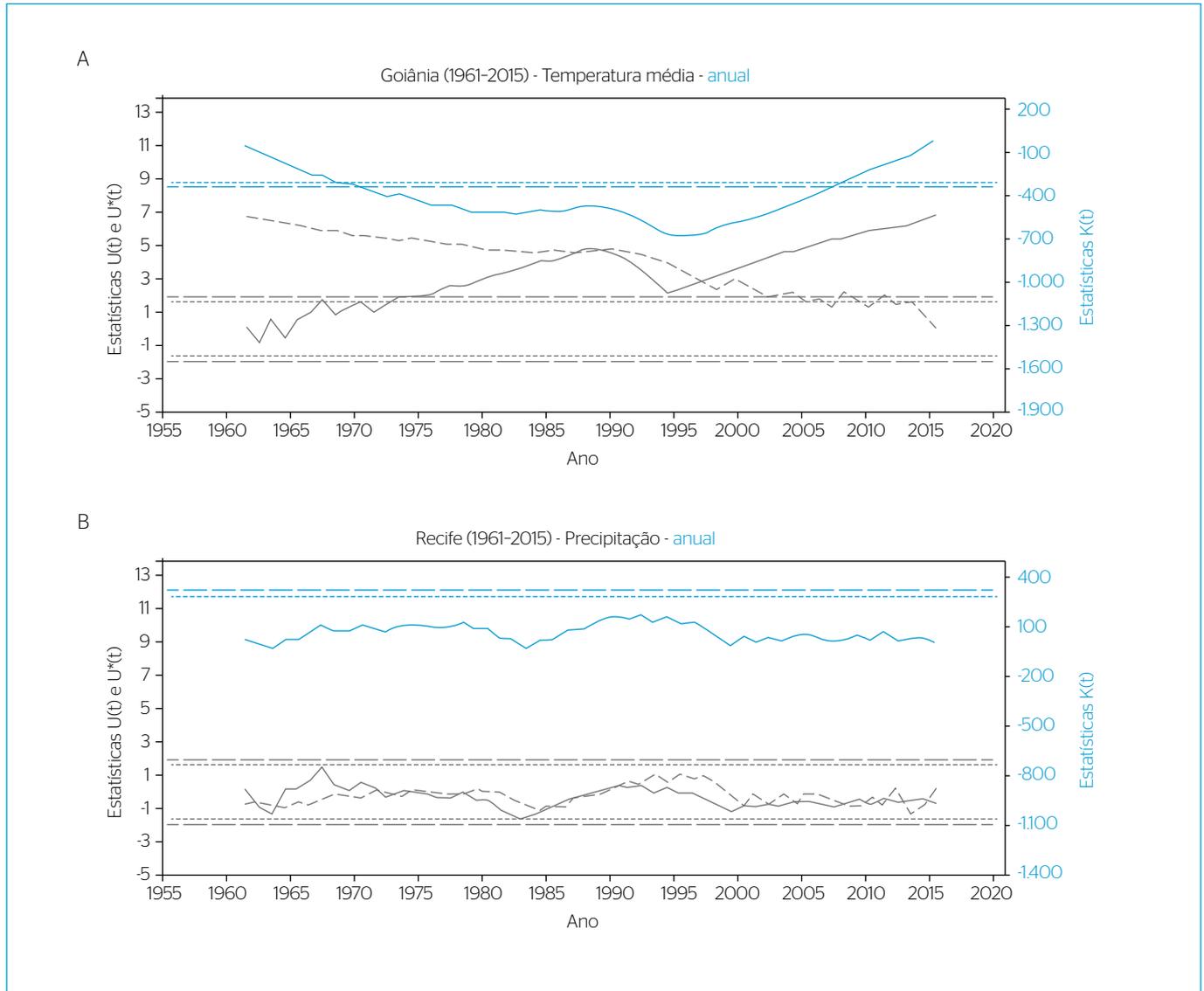
Observa-se que a maior parte das tendências detectadas, seja positiva ou negativa, localiza-se no interior do país, excetuando-se algumas cidades localizadas próximas ou no litoral das regiões Nordeste e Sul (Figura 4). Ausências de tendências na T-Mín. foram identificadas de maneira espalhada por todo o Brasil, particularmente nas proximidades das regiões costeiras (Figura 4).



**Figura 2** – Estatísticas do teste não paramétrico de Mann-Kendall (inferior e em preto) e de Pettitt (superior e em vermelho) para as localidades: (A) Curitiba, Paraná, em temperatura máxima; (B) São Gabriel da Cachoeira, Amazonas, em temperatura mínima.

Quanto à distribuição espacial da variável T-Máx., mostrada na Figura 5, foram encontrados 85 locais (34,98%) com evidências de tendência positiva, sendo a Região Sul a que apresentou o maior número

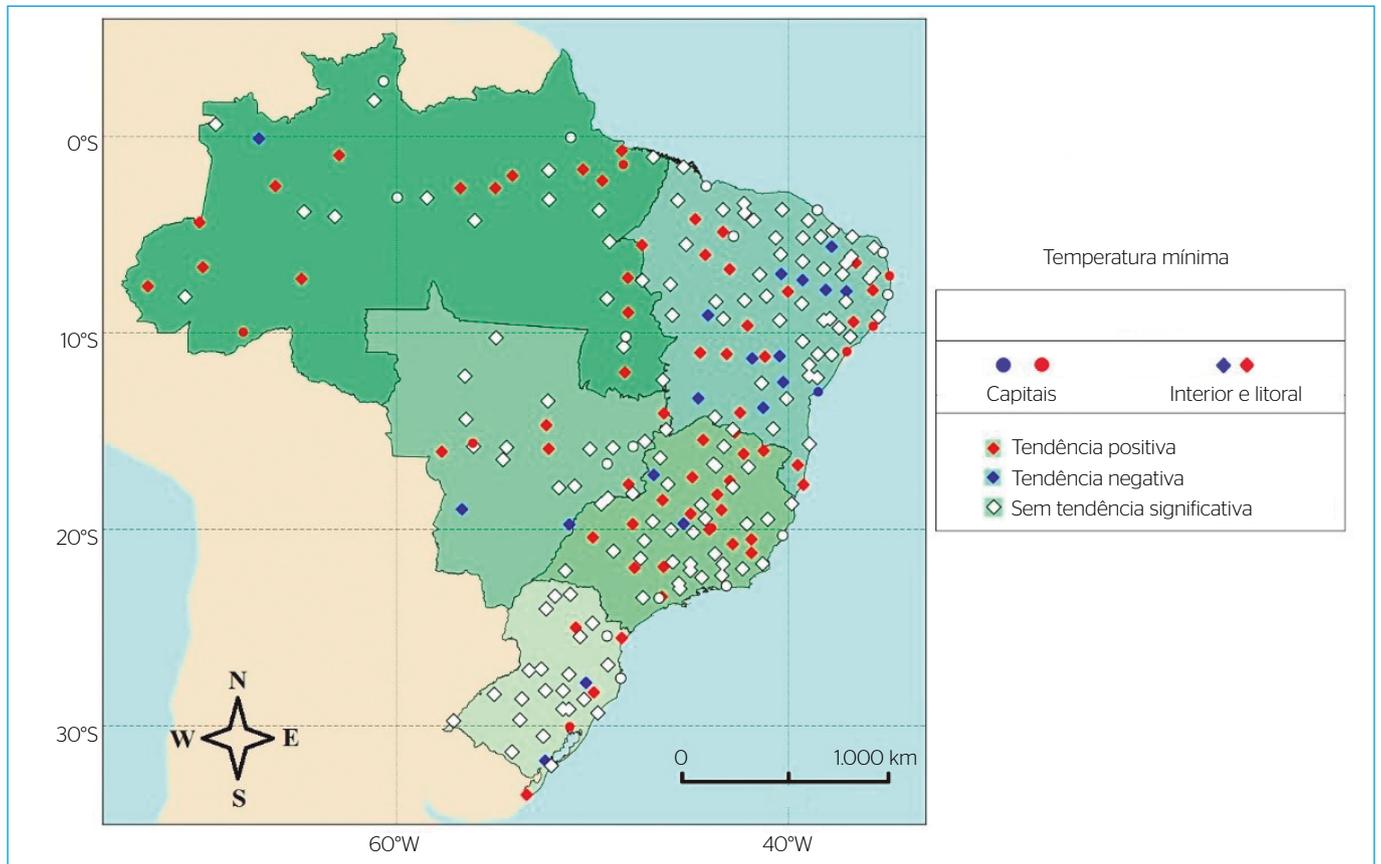
de casos (24), seguida das regiões Norte e Nordeste (20 casos cada), depois da Sudeste (14) e do Centro-Oeste (7). Foram poucas as localidades onde se registrou tendência negativa na T-Máx., destacando



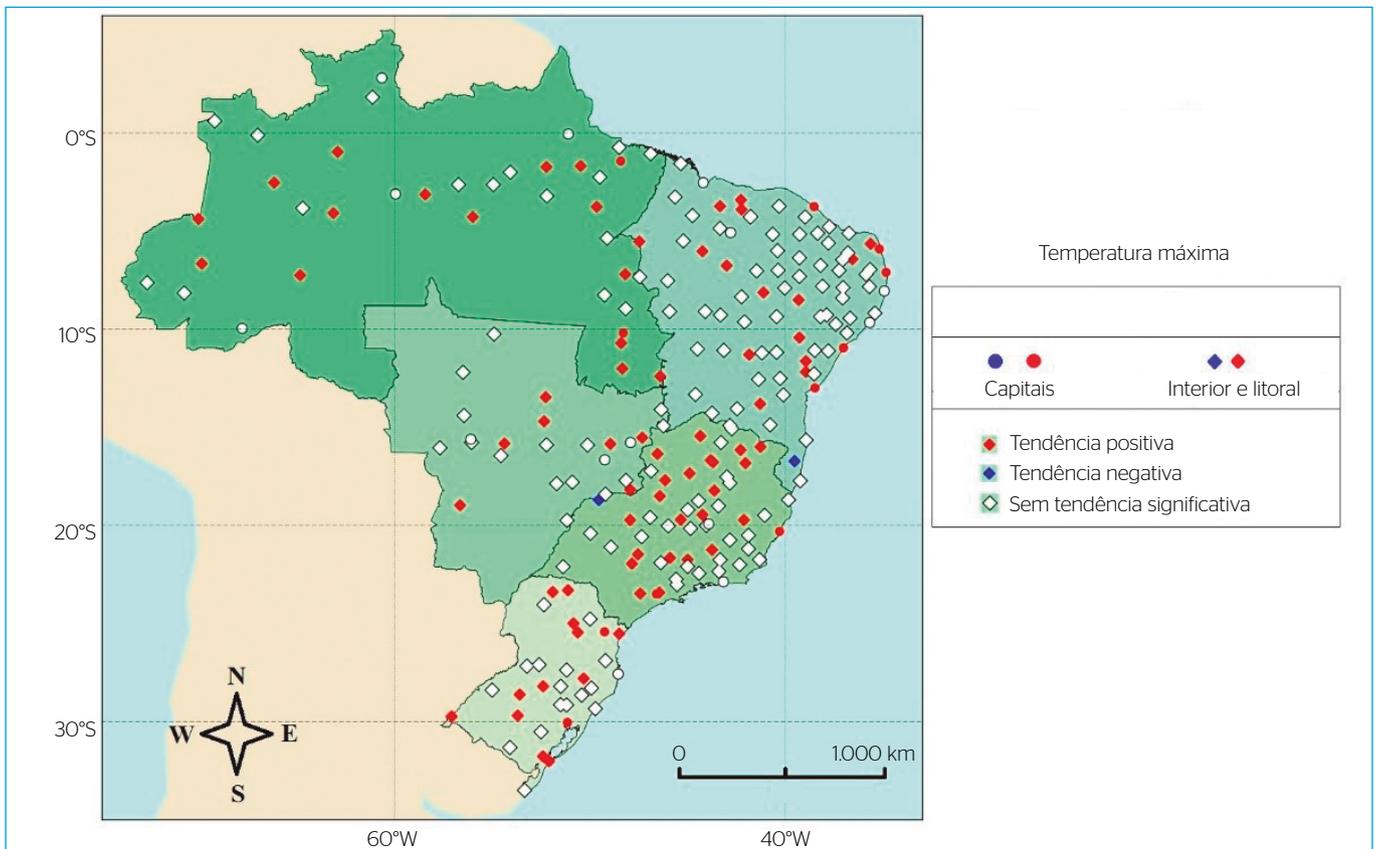
**Figura 3** - Estatísticas de teste não paramétrico de Mann-Kendall (inferior e em preto) e de Pettitt (superior e em vermelho) para as localidades: (A) Goiânia, Goiás, em temperatura média; (B) Recife, Pernambuco, em precipitação.

**Tabela 1** - Quantidade de cidades estudadas, em cada região política do Brasil, classificadas quanto à tendência climática identificada pelos testes estatísticos de Mann-Kendall e de Pettitt aplicados em cada variável climática abordada neste trabalho.

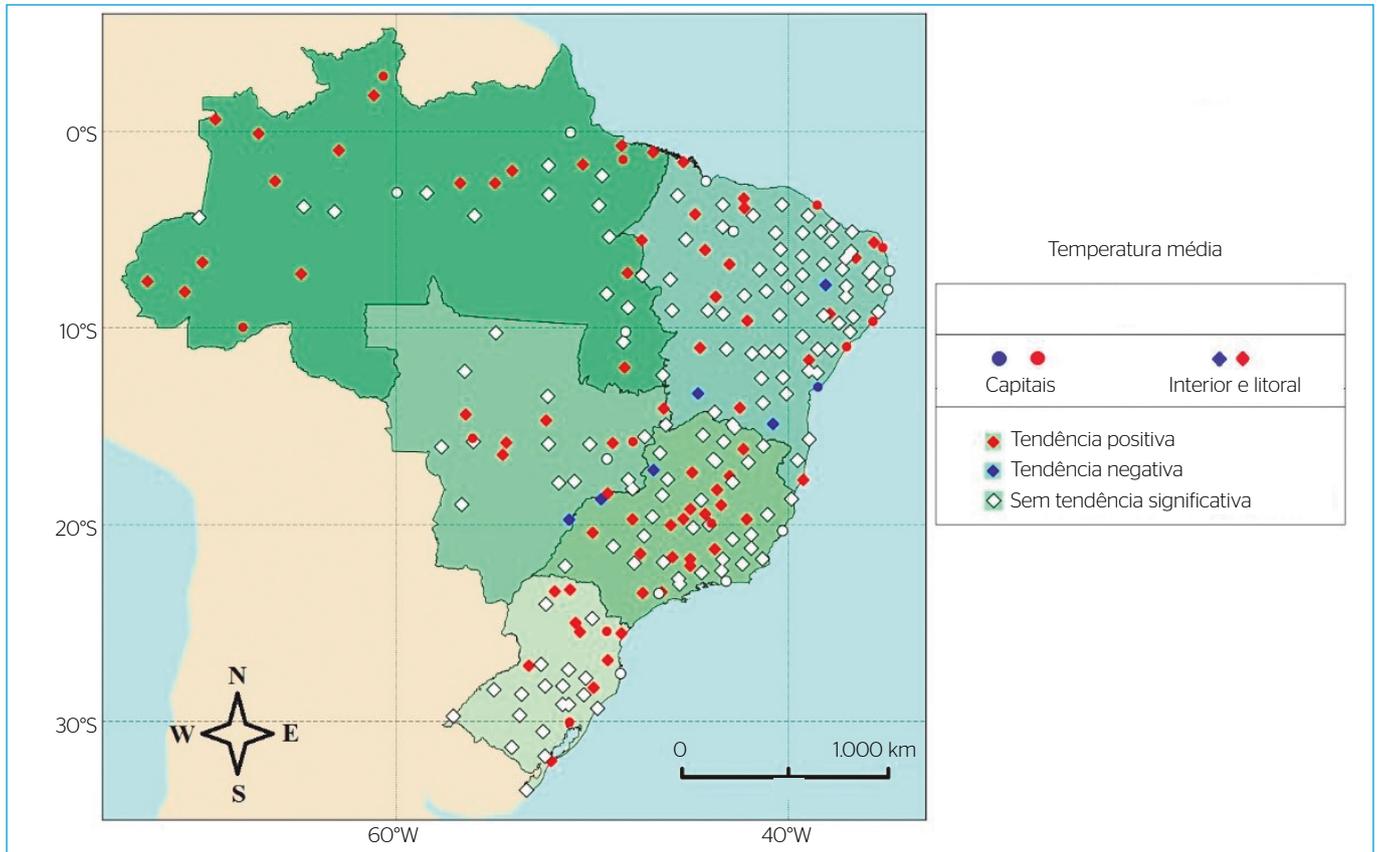
Região política	Temperatura mínima			Temperatura máxima			Temperatura média			Precipitação		
	(-)	(+)	(?)	(-)	(+)	(?)	(-)	(+)	(?)	(-)	(+)	(?)
Norte	1	20	19	0	20	20	0	23	17	6	4	30
Nordeste	12	20	58	1	20	69	4	22	64	1	0	89
Centro-Oeste	2	6	15	0	7	16	1	8	14	1	3	19
Sudeste	2	20	38	1	24	35	2	21	37	1	1	58
Sul	2	25	23	0	14	16	0	11	19	0	6	24
TOTAL	19	71	153	2	85	156	7	85	151	9	14	220



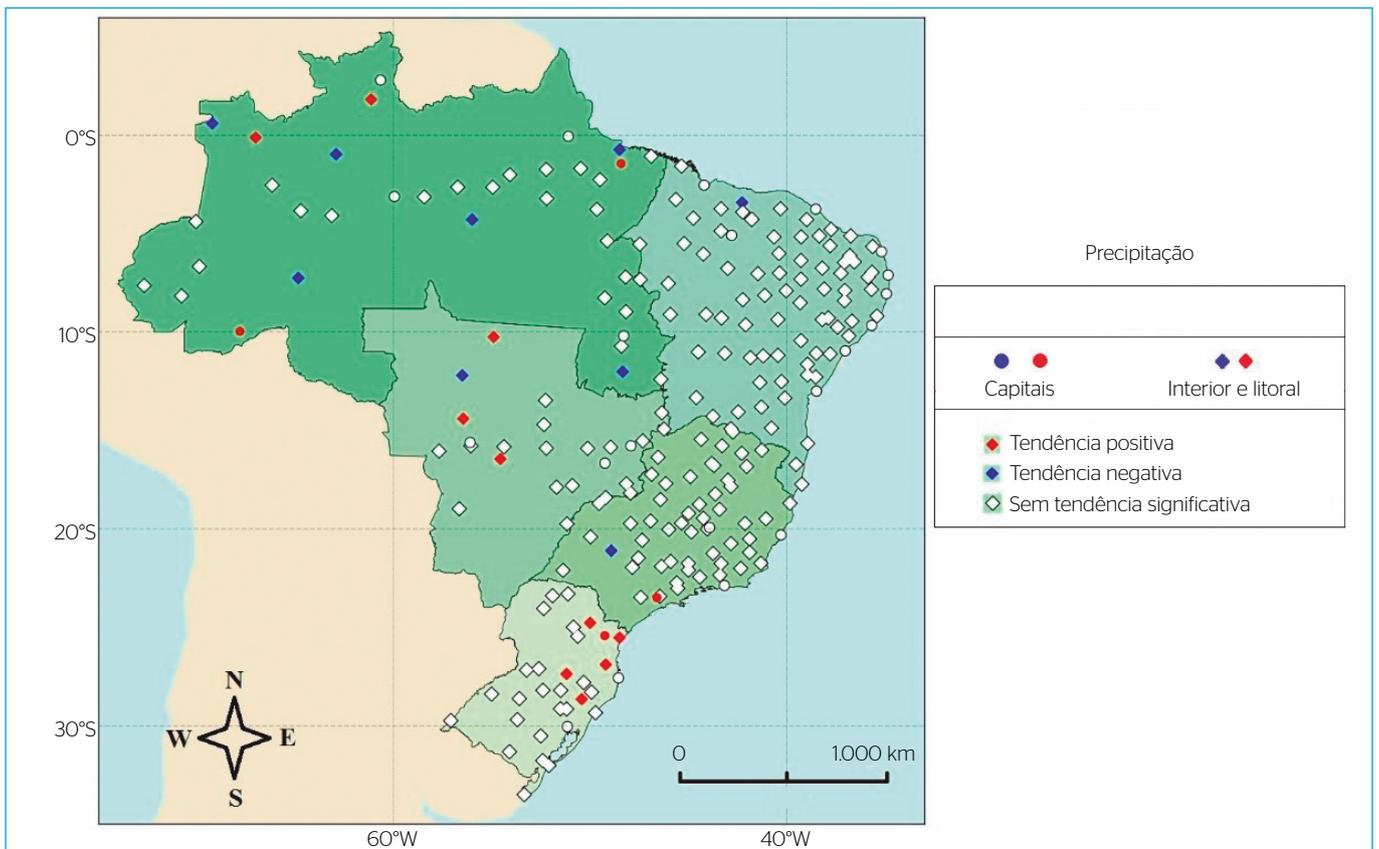
**Figura 4 -** Mapa de tendências climáticas para a temperatura mínima, detectadas em cidades brasileiras.



**Figura 5 -** Mapa de tendências climáticas para as medidas observadas da temperatura máxima.



**Figura 6** - Mapa de tendências climáticas para as medidas observadas da temperatura média.



**Figura 7** - Mapa de tendências climáticas para as medidas observadas de precipitação.

apenas 2 casos (0,82%): na Região Nordeste, ao sul da Bahia (cidade de Guaratinga); e na Região Sudeste, no interior de Minas Gerais (cidade de Capinópolis).

Foram identificadas 156 cidades (64,20%) que não acusaram indícios de tendências para essa variável climática, tendo como destaque o Nordeste, com 69 casos, a porção norte da Região Sudeste e a Região Sul do país. A maioria das tendências positivas foi detectada das regiões Sudeste e Norte, além de uma boa porção no oeste da Região Nordeste (Figura 5).

De forma semelhante ao registrado para as tendências da T-Máx., o mesmo ocorreu com a variável climática T-Méd. A Figura 6 revela esse comportamento, destacando-se que 85 cidades acusaram tendências de aumento na T-Méd., o equivalente a 34,98% dos municípios abordados nesta pesquisa. O Norte brasileiro, com 23 locais, foi a região que apresentou o maior número de casos. Na sequência aparece o Nordeste (22), seguido pelo Sudeste (21), pelo Sul (11) e pelo Centro-Oeste (8).

Em relação às tendências negativas observadas na T-Méd., sete cidades apresentaram essa característica, o que corresponde a 2,88% das localidades envolvidas neste levantamento (Figura 6). Com quatro casos, a Região Nordeste foi a que apresentou o maior número, seguida de dois locais no Sudeste e um no Centro-Oeste. Em 151 municípios, isto é, 62,14% do total avaliado, não se identificou tendência na T-Méd. Na sequência decrescente dessa ausência de tendência aparecem o Nordeste (64), o Sudeste (37), o Sul (19), o Norte (17) e o Centro-Oeste (14).

Como é possível perceber, o mapa de distribuição de tendências da Figura 6 revela as semelhanças nas distribuições das tendências positiva e ausência de tendência, quando comparado ao da Figura 5, exceto para os locais avaliados no extremo sul da Região Sul. Novamente, constata-se que a maior parte da tendência positiva detectada está localizada no interior do país. As ausências de tendências de T-Méd. são mais evidentes por todo o território brasileiro, particularmente nas regiões Centro-Oeste, Nordeste, Sul e Sudeste, destacando-se nessas três últimas localidades próximas das regiões costeiras.

No que se refere à Prec., é possível constatar por meio do mapa da Figura 7 que essa foi a variável climática que mais acusou ausência de tendência, pois foram 220 locais, que representam 90,53% das cidades tratadas neste levantamento. Nesse contexto, destaca-se, por ordem decrescente do número de municípios, a Região Nordeste com 89, acompanhada do Sudeste, com 58; do Norte, com 30; do Sul, com 24; e do Centro-Oeste, com 19 locais.

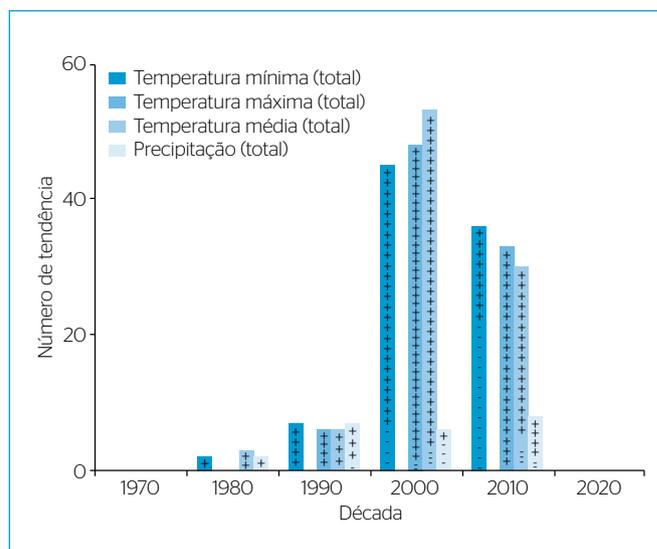
Aumentos de Prec. foram registrados em 14 cidades (5,76%), estando o maior número de locais registrados na Região Sul (6 casos), seguida das regiões Norte, Centro-Oeste e Sudeste com 4, 3 e 1 cidades, respectivamente (Figura 7). O mapa da Figura 8 ainda revela que nenhum caso de aumento no índice de chuvas

foi registrado para a Região Nordeste. Entretanto, as diminuições de chuvas foram detectadas em 9 cidades (3,70%), com 6 casos na Região Norte, e 1 caso nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste, cada. Analisando-se o referido mapa, percebe-se ainda que nenhuma cidade da Região Sul registrou diminuição nos índices de chuvas (Figura 7).

Vale lembrar que os resultados nas tendências de Prec. aqui discutidos não concordam com os encontrados na base de dados contidas no trabalho de Alexander *et al.* (2006), que abordou 2.200 estações de precipitação pluvial espalhadas pelo planeta, sendo poucas dessas estações localizadas no Brasil. Como pode ser observado no mapa da Figura 7, foram poucas as ocorrências de tendências no aumento ou na diminuição dos níveis de chuva, estando espalhadas por cidades de todas as regiões políticas do Brasil, excetuando-se grande parte das regiões Sudeste e Nordeste, além das regiões litorâneas de todo o país.

O histograma apresentado na Figura 8 tem o propósito de mostrar a frequência temporária das tendências em séries anuais inferidas para as quatro variáveis climáticas tratadas no presente levantamento. Nessa figura, a Prec. está representada em azul, enquanto a T-Mín. está em cinza, a T-Máx. em vermelho e a T-Méd., em verde. As colorações mais suaves indicam as quantidades de tendências negativas, ao passo que as colorações mais acentuadas se referem a quantidades de tendências positivas.

Ao analisar a referida figura, percebe-se que as maiores quantidades de tendências foram registradas nas temperaturas do ar no final do século passado, com destaque para os aumentos de temperaturas. No caso da T-Mín., foram acusadas 39 tendências (+), com destaque para o ano 1997 com 8 casos, e 6 tendências (-) entre os anos 1991 e



**Figura 8** - Histograma com as contagens de tendências em relação às décadas em que ocorreram para as quatro grandezas climáticas abordadas no levantamento.

2000. Registrou-se 23 tendências (+) e 13 tendências (-) entre os anos 2001 e 2010. Para a T-Máx. foram acusadas 46 tendências (+), com destaque para o ano 2000 com 11 aferições, e 2 tendências (-) entre os anos 1991 e 2000. Verificou-se 33 tendências (+) entre os anos 2001 e 2010, com nenhum caso de tendência (-) nesse período. A variável T-Méd. registrou 50 tendências (+), com destaque para o ano 2000 com 11 aferições, e 3 tendências (-) entre os anos 1991 e 2000. Nessa variável climática registrou-se 26 tendências (+) e 4 tendências (-) entre 2001 e 2010.

Finalizando, no caso da Prec. identificou-se as maiores evidências de tendências entre os anos 2001 e 2010, sendo 6 tendências (+) e 2 tendências (-). No período entre 1991 e 2000, foram inferidas 2 tendências (+) e 4 tendências (-), enquanto que entre 1981 e 1990 foram registradas 6 tendências (+) e 1 tendência (-).

O histograma da Figura 8 também revela que entre 1971 e 1980 nenhuma tendência foi registrada nas temperaturas, ao passo que para a Prec., somente foram identificadas duas tendências (-).

As análises desenvolvidas anteriormente mostram que o clima do território brasileiro, assim como em outras partes do planeta, é muito complexo, pois envolve controles internos e externos ao sistema terra-atmosfera-oceano, não sendo um aval para os seres humanos, como tem feito nas últimas décadas, em particular no Brasil, degradar o meio ambiente. Ao contrário, e em consonância com Zanquim Jr. *et al.*, (2015), considerando que o aumento populacional nas próximas décadas é inevitável, sugere-se a adoção de políticas de conservação ambiental bem elaboradas e mudanças nos hábitos de consumo para que as gerações futuras possam dispor dos recursos naturais que se dispõem atualmente.

Uma possível explicação para as tendências detectadas nas variáveis climáticas deste levantamento parece estar relacionada às características geográficas de cada região. Adicionalmente, deve-se reconhecer que a mudança na concepção da vida rural para a vida urbana proporcionou um desenvolvimento econômico-social e permitiu os avanços tecnológicos vivenciados. Porém, essa gama de elementos impulsionou crises ambientais, em especial nas regiões próximas de centros urbanos.

Assim como em outras pesquisas envolvendo as cidades brasileiras, o presente trabalho pode conjecturar que as interferências antropogênicas também têm influenciado no clima do Brasil. De fato, alguns municípios avaliados já estão sentindo essas influências, em particular no que se refere ao quesito temperaturas (FIALHO & SOUZA, 2007). Os mapas das Figuras 4, 5 e 6 refletem bem esse aspecto, visto que, como citado anteriormente, os aumentos registrados nas temperaturas aqui avaliadas podem ter sido causados pelos elevados graus de desmatamentos e queimadas, assim como devido ao expansionismo urbano, ao desenvolvimento industrial, às emissões de gases

causadores do efeito estufa, além do adensamento populacional de várias cidades brasileiras.

## CONCLUSÕES

As análises gráficas e tabulares das estatísticas não paramétricas apresentam concordância entre seus resultados, indicando que esses testes podem ser empregados nos estudos de tendências de séries temporais.

Conclui-se, em termos gerais, ausência de tendência no índice de precipitação pluviométrica. Em contrapartida, identificaram-se tendências de aumento nas temperaturas (mínima, média e máxima) principalmente nas regiões Norte e Sudeste e no norte da Região Sul, em especial em cidades que nas últimas duas décadas acompanharam um aumento da zona urbana, seguido de desmatamentos e desenvolvimento agropecuário e industrial.

Constata-se que, dentro dos limites impostos e de acordo com a quantidade de séries temporais anuais tratadas neste levantamento, a ocorrência do aumento de tendência é mais significativa e sensível para as temperaturas. Buscar justificativas e explicações para a ocorrência dessas alterações nos municípios brasileiros, particularmente devido às ações antropogênicas ou causadas pela variabilidade natural do clima, ainda é um desafio para a ciência.

Sendo assim, pelos resultados aqui apresentados, as mudanças antropogênicas também parecem ter influenciado no clima das cinco regiões políticas do Brasil, como podem ser constatadas nas cidades mais populosas e que, invariavelmente, são temas noticiados nas mídias em geral.

Finalmente, pode-se dizer que os resultados apresentados neste trabalho chamam a atenção para os cuidados que se deve ter ao apontar que as causas das catástrofes naturais observadas atualmente em várias cidades brasileiras são devidas às alterações climáticas. Nesse contexto, pode-se citar o aumento de tempestades e enchentes, secas prolongadas, intensificação da magnitude e da frequência de ocorrência de eventos extremos, dentre outras. Como consequências, essas ocorrências podem trazer não só danos ao meio ambiente em que se localiza uma determinada cidade, mas também danos às economias e à saúde das pessoas. Isso pode ser decorrente da complexidade em dissociar essas alterações das variações naturais do clima. No entanto, apesar das incertezas associadas às mudanças climáticas e, consequentemente, aos impactos dessas possíveis alterações do clima em séries temporais, como apresentado e discutido anteriormente, estudos dessa natureza são relevantes e oportunos para auxiliar os gestores municipais no cenário atual de intenso questionamento e debate das questões ambientais.

## REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, L.V.; ZHANG, X.; PETERSON, T.C.; CAESAR, J.; GLEASON, B.; TANK, A.M.G.; HAYLOCK, M.; COLLINS, D.; TREWIN, B.; RAHIMZADEH, F.; TAGIPOU, A.; RUPA KUMAR, K.; REVADEKAR, J.; GRIFFITHS, G.; VINCENT, L.; STEPHENSON, D.; BURN, J.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; TAYLOR, M.; NEW, M.; ZHAI, P.; RUSTICUCCI, M.; VASQUEZ-AGUIRRE, J.L. (2006) Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *Journal of Geophysical Research*, v. 111, p. 1-22. DOI: 10.1029/2005JD006290
- BACK, A.J. (2001) Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 36, n. 5, p. 717-726.
- BLAIN, G.C. (2011) Modeling extreme minimum air temperature series under climate change conditions. *Ciência Rural*, v. 41, n. 11, p. 1877-1883. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782011001100005>
- BLAIN, G.C.; LULU, J. (2011) Absolut daily values of annual maximum and minimum air temperature series of the state of São Paulo, Brazil: trends, periodicities and associated probabilities. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 26, n. 1, p. 29-40. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-77862011000100004>
- BRASIL. Ministério de Minas e Energia. (2011) *Empresa de Pesquisa Energética. Balanço Energético Nacional 2011: ano base 2010. Resultados Preliminares*. Rio de Janeiro: EPE. 49 p.
- BUSUIOC, A.; VON STORCH, H. (1996) Changes in the winter precipitation in Romania and its relation to the large-scale circulation. *Tellus*, v. 48A, n. 4, p. 538-552.
- CHANDLER, R.E.; SCOTT, M.E. (2011) *Statistical methods for trend detection and analysis in the environmental sciences*. Chichester: John Wiley & Sons. 388 p.
- DONAT, M.G.; ALEXANDER, L.V.; YANG, H.; DURRE, I.; VOSE, R.; DUNN, R.J.H.; WILLETT, K.M.; AGUILAR, E.; BRUNET, M.; CAESAR, J.; HEWITSON, B.; JACK, C.; KLEIN TANK, A.M.G.; KRUGER, A.C.; MARENGO, J.A.; PETERSON, T.C.; RENOM, M.; ORIA ROJAS, C.; RUSTICUCCI, M.; SALINGER, J.; SANHOURI ELRAYAH, A.; SEKELE, S.S.; SRIVASTAVA, A.K.; TREWIN, B.; VILLARROEL, C.; VINCENT, L.A.; ZHAI, P.; ZHANG, X.; KITCHING, S. (2013) Updated analyses of temperature and precipitation extreme indices since the beginning of the twentieth century: the HadEX2 dataset. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, v. 118, n. 5, p. 2098-2118. DOI: 10.1002/jgrd.50150
- DOYLE, M.E.; BARROS, V.R. (2011) Attribution of the river flow growth in the Plata Basin. *International Journal of Climatology*, v. 31, n. 15, p. 2234-2248.
- FIALHO, E.S.; SOUZA, J.J.L.L. (2007) Utilização do clima no planejamento como reflexo das condições ambientais nos centros urbanos. *Acta Geográfica*, v. 1, n. 2, p. 29-41. DOI: 10.5654/actageo2007.0102.0002
- HAYLOCK, M.R.; PETERSON, T.C.; ALVES, L.M.; AMBRIZZI, T.; ANUNCIACÃO, Y.M.T.; BAEZ, J.; BARROS, V.R.; BERLATO, M.A.; BIDEGAIN, M.; CORONEL, G.; CORRADI, V.; GARCIA, V.J.; GRIMM, A.M.; KAROLY, D.; MARENGO, J.A.; MARINO, M.B.; MONCUNILL, D.F.; NECHET, D.; QUINTANA, J.; REBELLO, E.; RUSTICUCCI, M.; SANTOS, J.L.; TREBEJO, I.; VICENT, L.A. (2006) Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature. *Journal of Climate*, v. 19, p. 1490-1512. <https://doi.org/10.1175/JCLI36951>
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). (2015) *Censo Demográfico de 2010*. Disponível em: <<http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>>. Acesso em: 14 out. 2015.
- INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (INMET). (2015) *Banco de Dados para Pesquisa e Ensino (BDMEP)*. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/projetos/rede/pesquisa/>>. Acesso em: 3 nov. 2015.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). (2013) *Climate Change: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge, United Kingdom and New York: Cambridge University Press. 1535 p.
- KHALIQ, M.N.; OUARDA, T.B.M.J.; GACHON, P.; SUSHAMA, L.; ST-HILAIRE, A. (2009) Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: a review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. *Journal of Hydrology*, v. 368, p. 117-130. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2009.01.035
- MARENGO, J.A.; CAMARGO, C.C. (2008) Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. *International Journal of Climatology*, v. 28, n. 7, p. 893-904. DOI: 10.1002/joc.1584
- MORAES, J.M.; PELLEGRINO, G.; BALLESTER, M.V.; MARTINELLI, L.A.; VICTORIA, R.L. (1995) Estudo preliminar da evolução temporal dos componentes do ciclo hidrológico da bacia do Rio Piracicaba. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE RECURSOS HÍDRICOS, 11.; II SIMPÓSIO DE HIDRÁULICA E RECURSOS HÍDRICOS DOS PAÍSES DE LÍNGUA OFICIAL PORTUGUESA, 2., 1995. *Anais...* Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos. p. 27-32.
- PAINEL BRASILEIRO DE MUDANÇAS CLIMÁTICAS (PBMC). (2013) *Sumário Executivo: Base Científica das Mudanças Climáticas. Contribuição do Grupo de Trabalho 1 ao Primeiro Relatório de Avaliação Nacional do Painel Brasileiro de Mudanças Climáticas*. Disponível em: <[http://www.pbmc.coppe.ufrj.br/documentos/MCTI\\_PBMC\\_Sumario%20Executivo%204\\_Finalizado.pdf](http://www.pbmc.coppe.ufrj.br/documentos/MCTI_PBMC_Sumario%20Executivo%204_Finalizado.pdf)>. Acesso em: 7 maio 2016.
- PETTITT, A.N. (1979) A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, v. 28, n. 2, p. 126-135. DOI: 10.2307/2346729

SANSIGOLO, C.A.; KAYANO, M.T. (2010) Trends of seasonal maximum and minimum temperatures and precipitation in Southern Brazil for the 1913-2006 period. *Theoretical and Applied Climatology*, v. 101, n. 1-2, p. 209-216.

SANTOS, J.O.; SANTOS, R.M.S.; FERNANDES, A.A.; SOUSO, J.S.; BORGES, M.G.B.; FERREIRA, R.T.F.V.; SALGADO, A.B. (2013) Os impactos produzidos pelas mudanças climáticas. *Agropecuária Científica no Semiárido*, v. 9, n. 1, p. 9-16.

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

VARGAS, W.M.; NAUMANN, G.; MINETTI, J.L. (2011) Dry spells in the River Plata Basin: an approximation of the diagnosis of droughts using daily data. *Theoretical and Applied Climatology*, v. 104, n. 1-2, p. 159-173. DOI: 10.1007/s00704-010-0335-2

VINCENT, L.A.; PETERSON, T.C.; BARROS, V.R.; MARINO, M.B.; RUSTICUCCI, M.; CARRASCO, G.; RAMIREZ, E.; ALVES, L.M.; AMBRIZZI, T.; BERLATO, M.A.; GRIMM, A.M.; MARENGO, J.A.; MOLION, L.; MONCUNILL, D.F.; REBELLO, E.; ANUNCIÇÃO, Y.M.T.; QUINTANA, J.; SANTOS, J.L.; BAEZ, J.; CORONEL, G.; GARCIA, J.; TREBEJO, I.; BIDEGAIN, M.; HAYLOCK, M.R.; KAROLY, D. (2005) Observed trends in indices of daily temperature extremes in South America 1960-2000. *Journal of Climate*, v. 18, p. 5011-5023. <https://doi.org/10.1175/JCLI35891>

WHEELER, T.; VON BRAUN, J. (2013) Climate change impacts on global food security. *Science*, v. 341, n. 6145, p. 508-513. DOI: 10.1126/science.1239402

YUE, S.; PILON, P.J.; PHINNEY, B.; CAVADIAS, G. (2002) The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes*, v. 16, n. 9, p. 1807-1829. DOI: 10.1002/hyp.1095

ZANQUIM JR., J.W.; MORAES, A.P.H.; MORAES, F.T.; MELNICKY, E.C.C. (2015) Danos ambientais urbanos e instrumentos de solução dos conflitos. In: NOVOS DIREITOS - CIDADES EM CRISE?, 2015. *Anais...* São Carlos: RiMa. p. 175-188.