

ANÁLISE ESTATÍSTICA DAS TENDÊNCIAS DE ELEVAÇÃO NAS SÉRIES DE TEMPERATURA MÉDIA MÁXIMA NA AMAZÔNIA CENTRAL: ESTUDO DE CASO PARA A REGIÃO DO OESTE DO PARÁ.

GOMES, Ana Carla dos Santos - anacarlasg02@gmail.com
Universidade Federal do Oeste do Pará

COSTA, Micejane da Silva - micejane@gmail.com
Universidade Federal do Rio Grande do Norte

COUTINHO, Maytê Duarte Leal - maytecoutinho@yahoo.com.br
Universidade Federal do Rio Grande do Norte

VALE, Roseilson Souza do - roseilsondovale@gmail.com
Universidade Federal do Oeste do Pará

SANTOS, Marconio Silva dos - marconio@ccet.ufrn.br
Universidade Federal do Rio Grande do Norte

SILVA, Julio Tóta da - totaju@gmail.com
Universidade Federal do Oeste do Pará

FITZJARRALD, David Roy - dfitzjarrald@albany.edu
University at Albany

RESUMO: O objetivo principal do trabalho é identificar possíveis tendências de elevação nas séries de temperatura média máxima de municípios localizados na Amazônia Central, especificamente no Oeste do Pará. Para tanto, foram utilizados dados da temperatura do ar de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz, disponibilizados pelo Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP), do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) no período de 33 anos (1980 a 2013). A análise inicial consistiu em agrupar e ordenar os dados, cronologicamente, de forma sazonal e anual. A técnica de Análise de Variância (ANOVA) foi adotada a fim de verificar se há entre os municípios diferença significativa nas médias da temperatura. Para detectar as possíveis tendências, utilizou-se o teste não paramétrico de Mann-Kendall e sua magnitude por meio do estimador de declive de Sen. Os resultados constataram tendência de elevação nas séries de temperatura média máxima estatisticamente significativa na escala sazonal, com exceção da amostra da primavera nas séries de Monte Alegre e Óbidos, e no outono na série de Porto de Moz. Destacando que os maiores valores da tendência foram observados no inverno em todas as localidades em estudo. Pela ANOVA constatou-se por meio do p-valor para um nível de significância de 1% que as diferenças entre as médias anuais e sazonais são significativas entre as localidades. Espera-se assim contribuir no auxílio do desenvolvimento de várias atividades na região, como também dar subsídios aos gestores para planejamento de políticas ambientais.

PALAVRAS-CHAVES: Variabilidade climática, Teste de Mann-Kendall, ANOVA.

STATISTICAL ANALYSIS OF THE TRENDS OF ELEVATION IN MAXIMUM AVERAGE TEMPERATURE IN CENTRAL AMAZONIA: CASE STUDY FOR REGION IN WEST OF PARÁ STATE

ABSTRACT: The main purpose of the job is to identify possible elevation trends in maximum mean temperature of municipalities located in the Central Amazon, specifically in the West of Pará. To this end, air temperature data were used to Belterra, Monte Alegre, Óbidos and Porto de Moz, provided by Meteorological database for education and research (BDMEP), the National Institute of meteorology (INMET) considering a period 33 years (1980 to 2013). The initial analysis was to group and sort the data, chronologically, of seasonal and annual form. The analysis of variance technique (ANOVA) was adopted in order to check if there are significant differences between the municipalities in the medium temperature. The trend analysis was performed using the nonparametric Mann-Kendall and its magnitude through the Sen slope estimator. The results found in elevation temperature trend maximum mean seasonal scale, statistically significant except for the sample of spring in Monte Alegre is Óbidos and autumn in Porto de Moz. Noting that the biggest trend values were observed in winter in all localities. By ANOVA was found through the p-

value for a level of significance of 1% that the differences between annual and seasonal averages are significant among localities. It is expected to contribute in the development of several activities in the region, but also give subsidies to managers for planning environmental policies.

KEYWORDS: Climate variability. Mann-Kendall test. ANOVA.

1. INTRODUÇÃO

Uma das grandes inquietações do meio científico nos últimos anos evidencia as mudanças climáticas e suas consequências em relação a todas as implicações de âmbito ambiental, econômico e social (Ferrari et al., 2012). Tais preocupações em relação às alterações no clima devem-se ao fato que, desde meados do século passado, o clima do planeta vem apresentando comportamento com variação bastante acentuada.

Segundo Christofolletti (2003), o clima pode ser considerado o elemento condicionador da dinâmica do meio ambiente, com influência direta nos processos de ordem física e biológica, assim como nos sistemas socioeconômicos de um modo geral, constituindo-se, portanto, um recurso indispensável para todas as atividades humanas. O clima da Terra tem variado naturalmente ao longo de sua existência, seja por agentes externos ou internos (MOLION, 2008c).

A variação do clima ocorre independentemente das ações antrópicas, mesmo que o ser humano não habitasse o planeta as estações do ano não teriam sempre as mesmas temperaturas. Isso porque, antes de qualquer coisa, o clima é dependente da intensidade da radiação solar (Miranda e Araújo, 2014). Porém segundo Nobre et al. (2007) as influências do homem no equilíbrio natural do planeta atingiram magnitude sem precedentes. Tais influências estão associadas ao aumento da emissão de gases de efeito estufa, de queimadas, com o desmatamento e a formação de ilhas urbanas de calor (IPCC, 2007).

Diante da variabilidade atual é imprescindível compreender como as alterações nos elementos climáticos estão modificando o regime climático de determinada região. Uma maneira de verificar esta mudança é observar a existência de tendências. Estudos têm enfatizado que as mudanças climáticas podem afetar as tendências de variáveis meteorológicas, assim como discussões sobre meio ambiente e mudanças climáticas estão tomando cada vez mais importância no cenário mundial. A tendência pode ser entendida como alteração contínua e sistemática, observada em uma série temporal, a qual reflete o grau de acréscimo ou diminuição nos valores da variável (ALENCAR et al. 2011).

A Amazônia desempenha um papel importante no ciclo do carbono planetário, e pode ser considerada como uma região de grande risco do ponto de vista das influências das mudanças climáticas. Segundo Salati (2001) e Nobre et al. (2007), o atual equilíbrio dinâmico da atmosfera amazônica está sujeito a forças de transformação que levam às variações climáticas e podem ser verificadas sob diferentes aspectos. Podem ser devido às variações no clima global decorrentes de causas naturais, como também decorrentes de alterações do uso da terra, por exemplo, dentro da própria região amazônica, ou seja, por causa antrópica.

A alteração temporal do clima é uma característica que deve ser discutida, pois o seu estudo nas mais diferentes escalas cronológicas permite compreender como era o clima terrestre no passado e como o é no presente, além de permitir, a partir de modelos, simular situações de clima no futuro (ANGELOCCI e SENTELHAS, 2010).

Pesquisadores têm mostrado a grande preocupação em verificar a presença de tendências climáticas, de elementos meteorológicos, principalmente temperatura, tanto em escala local, como em regional e global. Nesse sentido Anunciação (2001), Frich et al. (2002), Vincent et al. (2005), Minuzzi et al. (2010) e Silva (2015) observaram e analisaram as tendências em séries climáticas verificando sua significância. Nesse sentido, este trabalho visa contribuir com os estudos sobre o comportamento do clima em escala regional, utilizando para isso a análise estatística, com o objetivo de identificar possíveis tendências de elevação nas séries de temperatura média máxima em quatro municípios da Amazônia Central, especificamente no Oeste do Estado do Pará. Espera-se que essa investigação forneça importantes informações estatísticas sobre a região em estudo como também dar subsídios aos gestores para o planejamento de políticas ambientais.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

Foram utilizados dados de temperatura média máxima do ar de quatro municípios pertencentes à região da Amazônia Central, localizados no oeste do Estado do Pará, no período de 1980 a 2013, disponíveis pelo Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP) da Rede do INMET. A Figura 1 mostra a localização no mapa dos quatros municípios em estudo e na Tabela 1 informação georreferenciadas e período de dados amostrados.

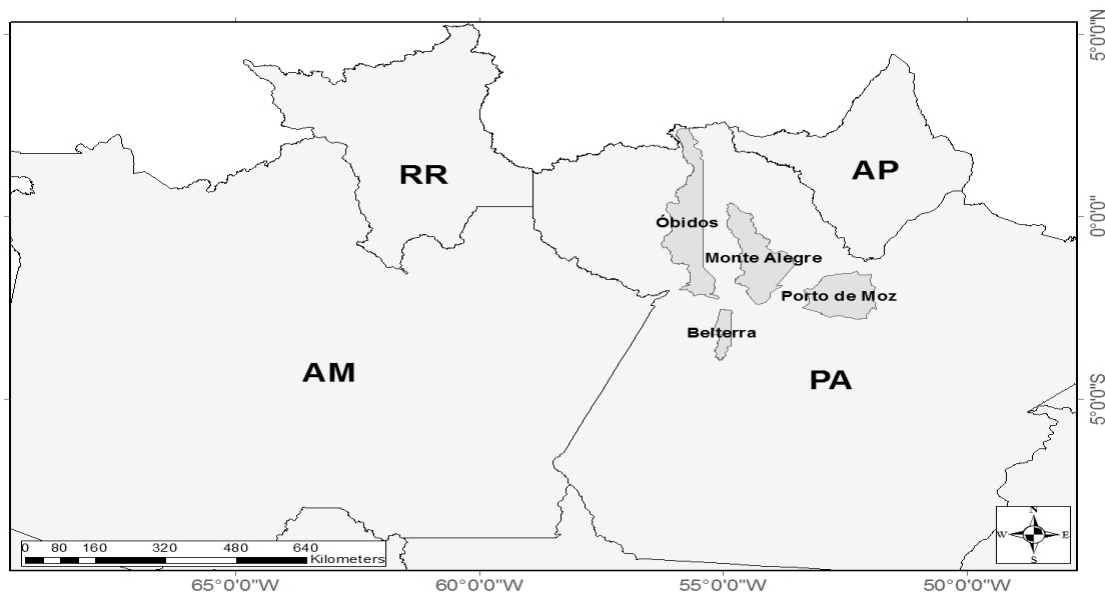


Figura 1. Distribuição espacial dos municípios pertencentes à mesorregião do Baixo Amazonas utilizados no estudo.

Tabela 1. Municípios com estações medidoras do INMET estudados no presente trabalho.

Municípios	Estação	Lat. (°)	Long. (°)	Alt. (m)	Período (anos)
Belterra	82246	-02°63'	-54°95'	175,74m	1980-2013
Monte Alegre	82181	-02°	-54°08'	145,85m	1980-2013
Óbitos	82178	-01°91'	55°51'	37,00m	1980-2013
Porto de Moz	82184	-01°73'	-52°23'	15,93m	1980-2013

Fonte: INMET(2015).

A análise inicial dos dados, além da construção de tabelas e gráficos, consistiu-se também no cálculo de valores, que ajudaram na produção de uma visão mais geral do seu comportamento. Primeiramente, foi agrupado e ordenando os dados, cronologicamente, de forma sazonal e anual. Calculou-se as medidas de tendência central, que procura definir um comportamento médio, como a média, além das medidas de variação ou dispersão de um conjunto de dados tais como: Desvios Padrões e Coeficientes de Variação. Para ilustrar construíram-se gráficos boxplots, descrito por Wilks (2006). O conhecimento da variabilidade de parâmetros meteorológicos, tanto no espaço, como no tempo, é importante para estudos climatológicos (Sampaio et al., 2007). Por isso, é essencial verificar se a diferença entre as médias das localidades estudadas é estatisticamente diferente. Para isso, aplicou-se a técnica estatística denominada Análise de Variância (ANOVA), que tem como principal objetivo comparar médias de três ou mais amostras a fim de fornecer subsídios para decidir quando as médias são diferentes, em relação à dispersão dos valores em cada grupo, a fim de concluir se há diferença estatisticamente significativa entre as médias (HOFFMANN, 2011).

A ANOVA compara a variação resultante de fontes específicas com a variação entre indivíduos que deveriam ser semelhantes. Em particular, a ANOVA testa se várias populações têm a mesma média, comparando o afastamento entre as médias amostrais com a variação existente dentro das amostras. A ANOVA pressupõe que a decomposição da variabilidade é atribuída às fontes de variação.

O modelo pode ser escrito como:

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

na qual,

y_{ij} – são os valores observados em cada nível do fator em análise, no caso os municípios;

i – refere-se ao município;

j – refere-se à observação dentro do grupo;

α_i – é o efeito dos municípios;

μ – e uma constante (média geral);

ε – são os termos residuais (diferença entre o valor observado e o modelo ajustado).

Suposições do modelo ANOVA:

(i) homocedasticidade dos resíduos;

(ii) os resíduos devem seguir uma distribuição normal com media igual a zero e variância constante;

(iii) independência dos resíduos.

A estatística F da ANOVA:

$$F_{cal} = \frac{\text{Variação entre os grupos}}{\text{Variação dentro dos grupos (resíduos)}} \quad (2)$$

As medidas de variação no numerador e denominador de F são chamadas de médias quadráticas.

A estatística F testa a hipótese nula de que os municípios têm a mesma média:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$

H_1 : nem todas as μ sejam iguais.

Sob Hipótese H_0 , então, a estatística F tem distribuição F, com K-1 e N-K graus de liberdade. Se $F_{cal} < F_{crit}$, não se rejeita a hipótese H_0 ou a decisão pode ser tomada observando-se o valor-p, ou seja, caso o valor-p seja menor que o nível de significância α adotado, então se rejeita a hipótese H_0 . Os detalhes das expressões não serão

apresentados aqui, mas acredita-se que podem ser obtidas sem dificuldades Hoffmann (2011).

Para aplicação da ANOVA por médio da metodologia acima descrita, e a fim de resguardar seus principais pressupostos, foram utilizados dados anuais da escala sazonal e interanual por se tratar de dados independentes. Aplicou-se, também, testes de normalidade, homocedasticidade e independência para as variáveis de interesse por meio dos testes de Kolmogorov-Smirnov, Cochran e Durbin-Watson. Ressalta-se que a ANOVA não informa exatamente em quais pares de amostras ocorrem às diferenças significativas. Desta forma, utilizou-se o teste de Tukey HSD, também conhecido como teste da Diferença Honestamente (mínima).

O teste consiste em determinar o intervalo de confiança das diferenças entre as médias (no caso as médias anuais, por serem dados independentes) tomadas duas a duas dos municípios, sendo que se este intervalo não incluir o valor zero, a diferença é significativa. Tal procedimento utiliza a amplitude da distribuição t-student e, geralmente, trabalha com um nível de significância de 5%.

Para captar possíveis tendências de elevação das séries em estudo, foi utilizado o teste de Mann-Kendall (MK), de acordo com Goossens e Berger (1986), este teste é apropriado para detectar alterações de ordem climática em séries meteorológicas. Proposto inicialmente por Sneyers (1975), o MK considera que, na hipótese de estabilidade de uma série temporal, a sucessão de valores ocorre de forma independente e a distribuição de probabilidade deve permanecer sempre a mesma caracterizando uma série aleatória simples. Moraes et al. (1995) descrevem o método considerando uma série temporal X_i de N termos. O teste consiste na soma t_n do número de termos m_i da série, relativo ao valor X_i cujos termos precedentes X_j são inferiores ao mesmo, isto é, $X_j < X_i$:

$$t_n = \sum_{i=1}^N m_i \quad (3)$$

Para séries com grande número de termos, sob a hipótese nula (H_0) de ausência de tendência, t_n apresentará distribuição normal com média e variância:

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

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

A significância estatística de t_n para H_0 pode ser avaliada por meio de um teste bilateral estimando-se a estatística $u(t_n)$:

$$u(t_n) = \frac{t_n - E(t_n)}{\sqrt{var(t_n)}} \quad (6)$$

O valor da probabilidade p_1 é calculada por meio da tabela da normal reduzida, tal que $p_1 = \text{prob}(|u| > |u(t_n)|)$. Sendo p_0 o nível de significância do teste, H_0 não é aceita se $p_1 > p_0$. A rejeição de H_0 indica a existência de tendência significativa; o sinal da estatística $u(t_n)$ indica se a tendência é positiva ($u(t_n) > 0$) ou negativa ($u(t_n) < 0$). Em sua versão sequencial, a equação 4 é calculada no sentido direto da série, partindo do valor de $i = 1$ até $i = N$, gerando a estatística $u(t_n)$, e no sentido inverso da série, partindo do valor de $i = N$ até $i = 1$, gerando a estatística $u^*(t_n)$.

O teste de Mann-Kendall permiti detectar tendências estatisticamente significativas, porém não fornece estimativa quanto da inclinação da tendência

(magnitude) nem do ponto exato de mudança em uma série temporal. Por tal motivo, a sua aplicação foi complementada por um estimador estatístico não paramétrico, designado de estimador de tendência de Theil-Sen ou método de Sen. O estimador de tendência de Theil-Sen, Equação (5) seleciona entre todas as linhas de inclinação formadas por cada par de pontos da amostra, aquela correspondente à inclinação mediana possibilita identificar se houve, ou não, mudança de tendência e a magnitude na série, sendo uma técnica muito utilizada para verificação da magnitude (DEO et al., 2007, YUE e HASHINO, 2003). O nível de significância adotado na aplicação do teste foi de $\alpha=5\%$.

$$S_e = \text{mediana} \left(\frac{X_k - X_i}{K - i} \right) \text{ para } i < j \text{ e } X_i \neq X_j \quad (7)$$

Para determinar os pontos de mudança (quebra), estatisticamente significativas, nas séries temporais. Foi utilizado o algoritmo *CPM* do programa R, este introduzido por Hawkins et al. (2003) e Hawkins e Zamba (2005) que consiste em dividir de todas as formas possíveis os dados em duas subsequências contínuas, em que um teste de duas amostras é aplicado em todos os pontos da divisão. Por exemplo, se as observações são assumidas como sendo Gaussiana (normal), então seria apropriado utilizar o teste de t-Student para duas amostras para detectar um desvio significativo. Caso não se tenha informações sobre as suposições da distribuição da amostra, um teste não-paramétrico pode ser usado como o teste de Mann-Whitney para a localização de mudanças. Todas as técnicas estatísticas mencionadas foram realizadas com o auxílio do *software* estatístico livre R 3.1.0.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Conforme a Tabela 2 entre os municípios analisados o menor valor observado entre as máximas temperaturas médias foi no município de Belterra de 29,57 °C, com desvio padrão de 0,592 e o maior em Porto de Moz de 32,97°C, com desvio padrão de 0,440. Os coeficientes de variação (CV) observados foram: o maior na localidade de Belterra (1,9%) o menor em Monte Alegre e Porto de Moz (1,3%), enquanto que para Óbitos o CV foi de 1,5%. As médias observadas para o período de 1980 a 2013 foram: 30,77 °C (Belterra), 31,15 °C (Monte Alegre), 31,59 °C (Óbitos) e 31,97 °C (Porto de Moz). A amplitude térmica entre os valores máximos e mínimos é de aproximadamente 2°C em todos os municípios analisados.

Tabela 2 - Estatística descritiva da série histórica das médias anuais da temperatura média máxima (°C) para Belterra, Monte Alegre, Óbitos e Porto de Moz em relação ao período de 1980 a 2013.

Estatísticas	Belterra	Monte Alegre	Óbitos	Porto de Moz
Valor Mín. (°C)	29,57	30,25	30,63	31,11
Mediana (°C/mês ano)	30,92	31,28	31,60	31,92
Média (°C/mês ano)	30,77	31,15	31,59	31,97
Valor Max. (°C)	31,56	31,91	32,70	32,97
Desvio Padrão (°C)	0,592	0,431	0,502	0,440
CV (%)	1,9%	1,3%	1,5%	1,3%

A média climatológica local variou de um município para outro. De acordo com a Figura 2 é possível verificar que a partir do ano 1996 em Belterra (Figura 2a), exceto os

anos de 1999 e 2000, a temperatura média máxima do ar estava acima da média do período em estudo, sinalizando uma provável mudança na série em relação aos primeiros 15 anos. Esta mudança pode ser observada na série do município de Monte Alegre (Figura 2b) a partir 1997, exceto nos anos 1999, 2000 e 2007. Para Óbidos (Figura 2c) também é verificado que a alteração ocorre a partir do ano de 1997, exceto os anos 1999, 2000 e 2013. Já para a localidade de Porto de Moz (Figura 2d) a mudança ocorre a partir do ano de 1996, porém ocorre de forma menos brusca ao passar dos anos.

Com relação à variabilidade interanual observadas por meio das caixas interquáliticas do gráfico boxplot para cada ano (Figura 2). Observa-se que os anos com menor variabilidade ocorreram em 1993 para Belterra, 1981 para Monte, 1990 para Óbidos e 1983 para Porto de Moz, ao passo que é possível observar que ocorrem maiores variabilidades nas séries de Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz quando comparado com a série de Belterra.

Em um contexto geral os fenômenos El Niño e La Niña sobre o Pacífico Equatorial e o gradiente meridional de anomalias de Temperatura da Superfície do Mar (TSM) sobre o Atlântico Tropical modulam conjuntamente uma grande parte da variabilidade interanual do clima sobre a América do Sul. Especificamente na região em estudo esta variação pode ser associada às circulações atmosféricas anômalas induzidas pelas distribuições espaciais de TSM sobre os oceanos Pacífico Equatorial e Atlântico Tropical que afetam o posicionamento latitudinal da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) sobre o Atlântico, influenciando a distribuição da pluviometria sobre a bacia do Atlântico e Norte da América do Sul. Ainda que a variabilidade interanual das TSM e ventos sobre o Atlântico Tropical serem significativamente menores do que aquela observada sobre o Pacífico Equatorial, essa variabilidade exerce profunda influência na variabilidade climática sobre a Amazônia central, que é a região desse estudo (Marengo, 1993; Marengo e Hastenrath 1993; Marengo et al., 1998, 2006; Uvo et al. 1998 Ronchail et al. 2002; Botta et al. 2003; Marengo 2004; Sousa and Ambrizzi 2006).

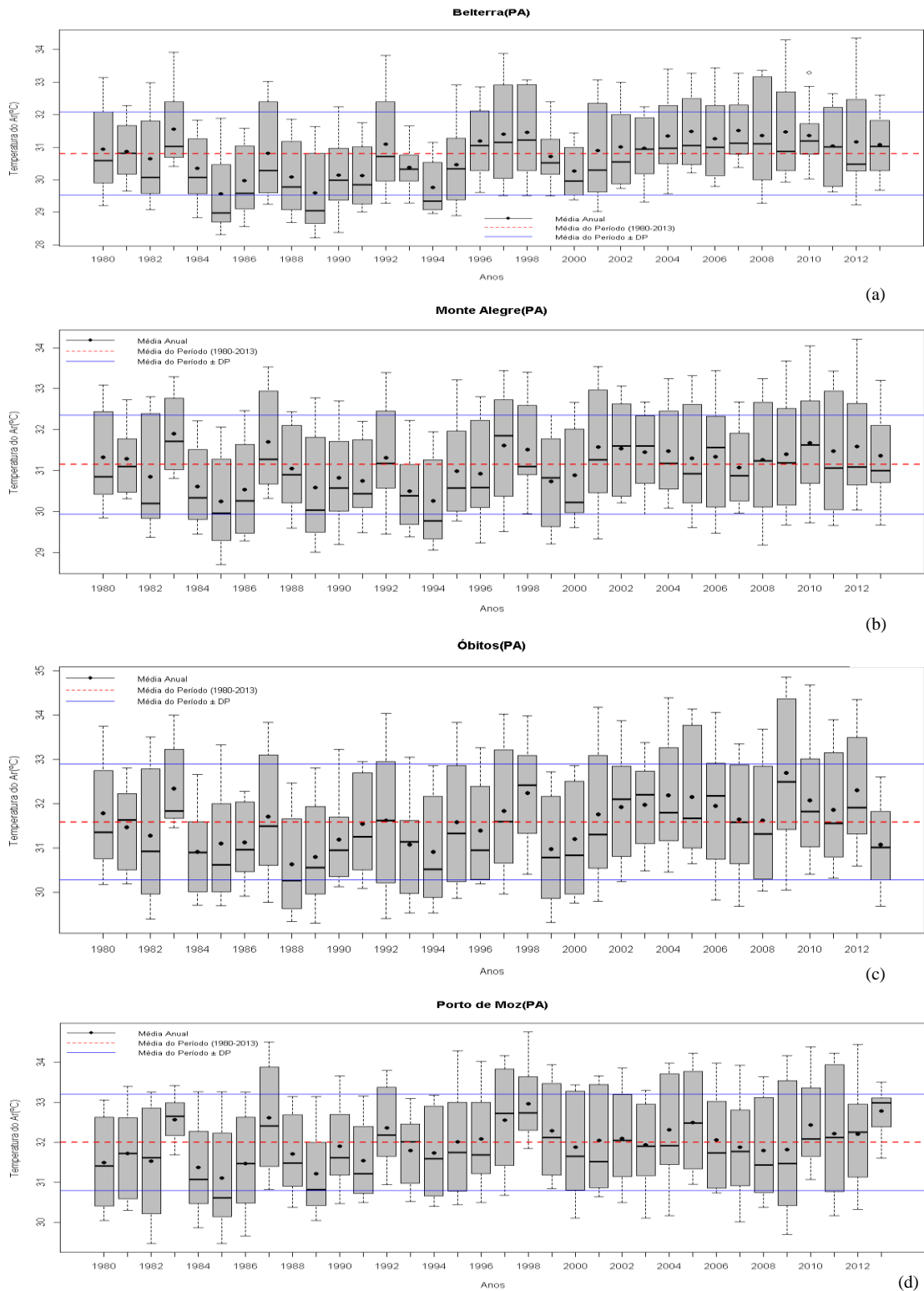


Figura 2 - Boxplot da variação do total anual da Temperatura média máxima (°C) observada na estação meteorológica localizada nos município de Belterra (a), Monte Alegre (b), Óbidos (c) e Porto de Moz (d) para o período de 1980 a 2013.

As séries dos municípios foram divididas em quatro amostras sazonais denominadas: verão (dezembro a fevereiro), outono (março a maio), inverno (junho a agosto), primavera (setembro a novembro). Na Figura 3 é possível observar a

variabilidade entre as amostras sazonais. Belterra (Figura 3a) apresentou a menor variabilidade no período do outono e a maior no verão. Monte alegre (Figura 3b) e Porto de Moz (Figura 3d) apresentaram a menor variabilidade na primavera e a maior no verão. Óbidos (Figura 3c) exibiu comportamento diferente dos demais municípios, pois a menor variabilidade ocorreu no período do inverno e a maior na primavera.

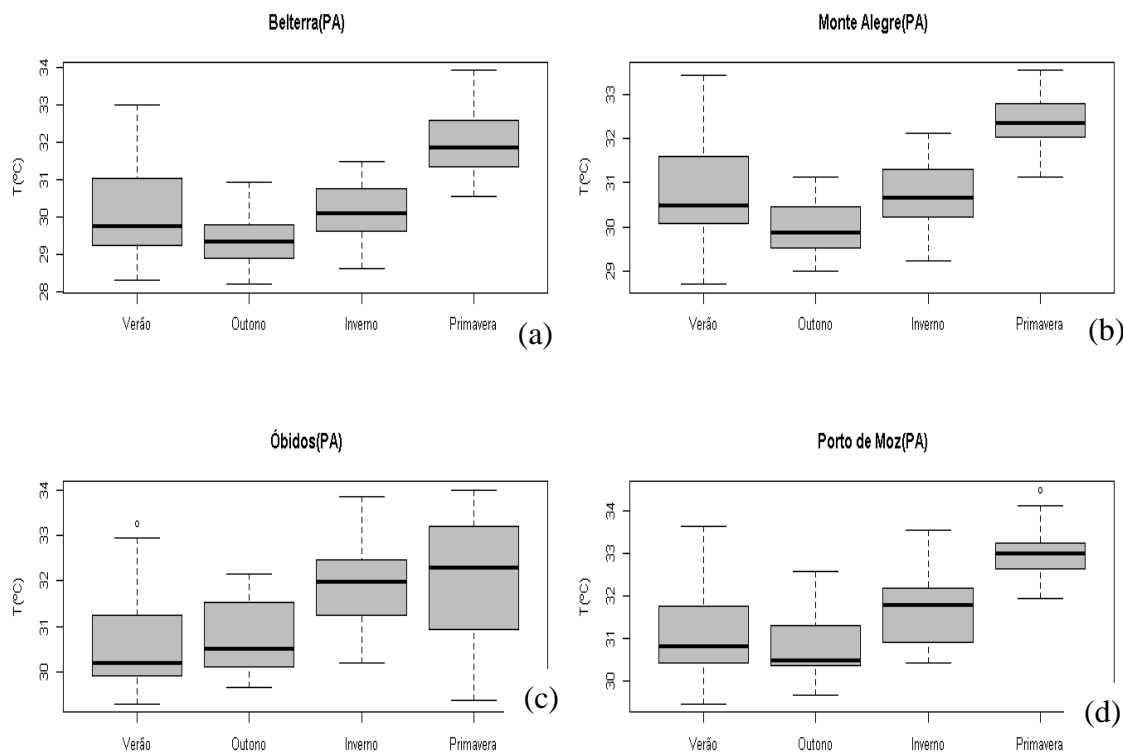


Figura 3 - Boxplot sazonal da Temperatura média máxima (°C) observada na estação meteorológica localizada nos município de Belterra (a), Monte Alegre (b), Óbidos (c) e Porto de Moz (d) para o período de 1980 a 2013.

Na Tabela 3 observou-se que os maiores valores médios das amostras sazonais ocorrem no período da primavera, que compreende os meses de setembro a novembro. Dentre as amostras sazonais os menores valores foram observados no período do outono em Belterra (29,8°C; DP=0,56) e Porto de Moz (31,0°C; DP=0,53) que compreendem os meses março a maio, e no verão em Monte Alegre (30,4°C; DP=0,52) e Óbidos (31,2°C; DP=0,78) que compreende os meses de dezembro a fevereiro, período que corresponde à estação chuvosa nessa região. Quanto à dispersão dos dados observada por meio dos valores do coeficiente de variação (Tabela 3), nota-se que em Belterra (CV=2,5%) e Porto de Moz (CV=1,8%) o período do verão apresentou maior variabilidade; já em Monte Alegre (CV=3,0%) e Óbidos (CV=3,2%) ocorreu no período do inverno. Percebe-se, então, que de modo geral a temperatura nos municípios estudados apresenta baixa dispersão dos dados com relação à média indicando que este parâmetro é um bom estimador para representar a temperatura máxima nos municípios em estudo.

Tabela 3 - Estatística descritiva da série histórica da média diária sazonal da temperatura média máxima para Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz no período de 1980 a 2013.

Amostras Sazonais	Belterra			Monte Alegre			Óbidos			Porto de Moz		
	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV	Média	DP	CV
Verão	30,5°C	0,72	2,5%	30,3 °C	0,59	1,9%	30,6 °C	0,67	2,2%	31,5 °C	0,56	1,8%
Outono	29,8 °C	0,56	1,9%	30,4 °C	0,52	1,7%	31,2 °C	0,78	2,5%	31,0 °C	0,53	1,7%
Inverno	30,6 °C	0,67	2,2%	31,8 °C	0,95	3,0%	31,8 °C	1,02	3,2%	32,1 °C	0,45	1,4%
Primavera	32,2 °C	0,79	2,4%	32,0 °C	0,57	1,8%	32,6 °C	0,96	2,9%	33,4 °C	0,44	1,3%

DP= Desvio Padrão; CV=Coefficiente de Variação

Verifica-se (Tabela 4) que quando aplicado o teste de tendência para a temperatura média máxima na região de estudo, a estatística Z demonstrou valores sempre maiores que zero na escala sazonal confirmando a tendência positiva, com exceção do período da primavera nas séries de Monte Alegre e Óbidos, e no período do outono na série de Porto de Moz que não apresentou tendência significativa. Destacando que os maiores valores Z foram observados no período do inverno em todas as localidades em estudo.

O estimador do declive de S_e da temperatura, considerando-se duas casas decimais, apresentou valores para Belterra variando entre 0,03 a 0,04 para Monte Alegre entre 0,01 a 0,09 para Óbidos 0,01 a 0,08 e para Porto de Moz de 0,01 a 0,02. Com base nos resultados apresentados, pode-se concluir que, à exceção onde não se constatou significância estatística, as séries sazonais de temperatura média máxima na região de estudo, apresentaram tendência temporal de elevação em seus valores. Esta sutil elevação está, principalmente, relacionada à estação de inverno, pois esta apresenta os maiores valores da tendência (Z), como também os maiores valores de magnitude (S_e). Este resultado corrobora com os estudos de Victoria et al. (1998) e Marengo (2003), onde também foi obtido tendências de aquecimento para a região da Amazônia. Afirma Marengo (2006) que este aquecimento pode se dar por causa de fatores naturais, como os aquecimentos do Atlântico Sul, observados desde 1950, ou a fatores antropogênicos como desmatamento, queimadas e o efeito de urbanização das cidades, ou a uma combinação dos dois.

Tabela 4 – Testes estatísticos de Mann-kendall (Z) e do estimador de S_e (magnitude) aplicados às séries temporais sazonais da temperatura média máxima do ar para Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz considerando nível de 5% de significância (p-valor < 0,05) para o período de 1980 a 2013.

Var.	Série	Belterra			Monte Alegre			Óbidos			Porto de Moz		
		Z	Tendência $\alpha \leq 0,05$	Se	Z	Tendência $\alpha \leq 0,05$	Se	Z	Tendência $\alpha \leq 0,05$	Se	Z	Tendência $\alpha \leq 0,05$	Se
T(°C)	Verão	4,09	S+	0,03	-3,03	S+	0,01	2,61	S+	0,01	2,71	S+	0,02
	Outono	5,95	S+	0,04	4,87	S+	0,03	5,75	S+	0,05	1,69	NS	0,01
	Inverno	5,96	S+	0,04	9,05	S+	0,09	7,07	S+	0,08	5,50	S+	0,02
	Primavera	3,46	S+	0,03	-2,46	NS	0,01	-1,59	NS	0,02	4,84	S+	0,02

NS = Tendência não significativa; S+ = Tendência significativa positiva; S- = Tendência significativa negativa

Na Figura 4 observa-se que no período do verão, o ponto de mudança para Belterra ocorreu no ano de 1995, Monte Alegre em 1991 e Óbidos em 2008, apenas em Porto de Moz, não houve ponto de mudança. O maior valor da magnitude (S_e) ocorreu no município de Belterra.

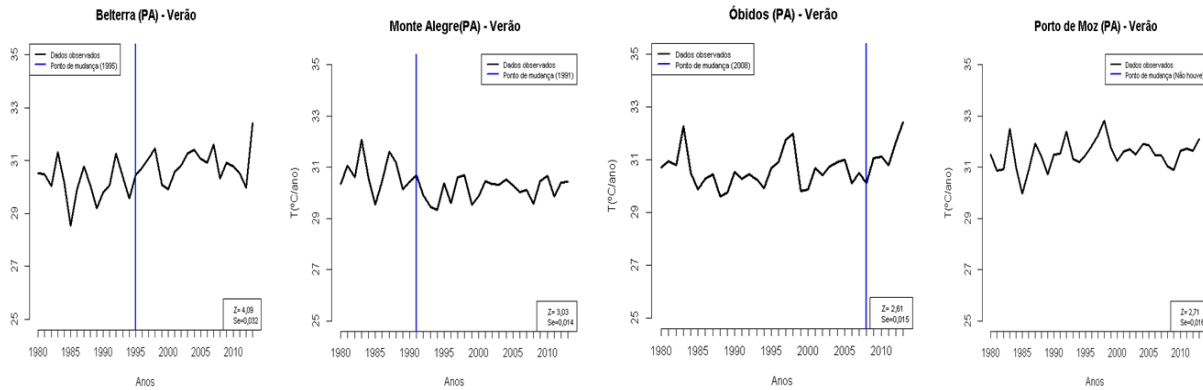


Figura 4 - Séries temporais com as médias anuais no período do verão (linha preta) com seus testes de Mann-Kendall (Z), magnitude (S_e) e o ponto de mudança (linha azul) para as localidades de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz para o período de 1985 a 2014.

Na Figura 5 observa-se que no período do outono, o ponto de mudança para Belterra ocorreu no ano de 1995, Monte Alegre e Óbidos em 2001, apenas em Porto de Moz, não houve ponto de mudança. O maior valor da magnitude (S_e) ocorreu no município de Belterra.

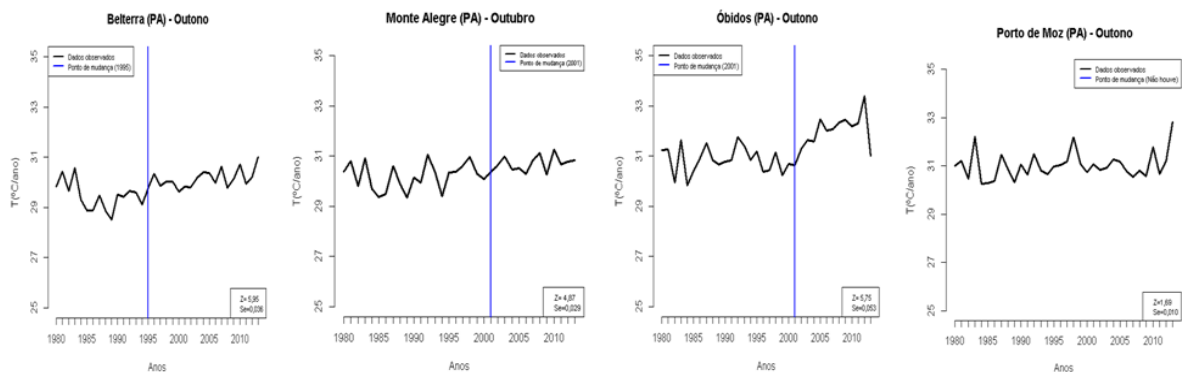


Figura 5 - Séries temporais com as médias anuais no período do outono (linha preta) com seus testes de Mann-Kendall (Z), magnitude (S_e) e o ponto de mudança (linha azul) para as localidades de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz para o período de 1985 a 2014.

Na Figura 6 observa-se que no período do inverno, o ponto de mudança para Belterra e Monte Alegre ocorreu no ano de 1995, Óbidos em 2000 e Porto de Moz em 1996. O maior valor da magnitude (S_e) ocorreu no município de Monte Alegre.

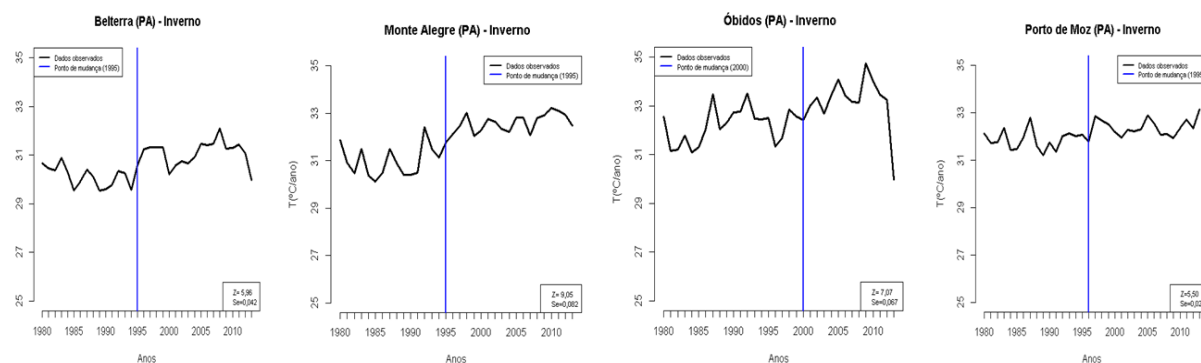


Figura 6 - Séries temporais com as médias anuais no período do inverno (linha preta) com seus testes de Mann-Kendall (Z), magnitude (S_e) e o ponto de mudança (linha azul) para as localidades de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz para o período de 1985 a 2014.

Na Figura 7 observa-se que no período de primavera, só foi captado ponto de mudança na série do município de Porto de Moz no ano de 1995, com o valor de Z igual a 4,84 e valor da magnitude (S_e) igual a 0,022.

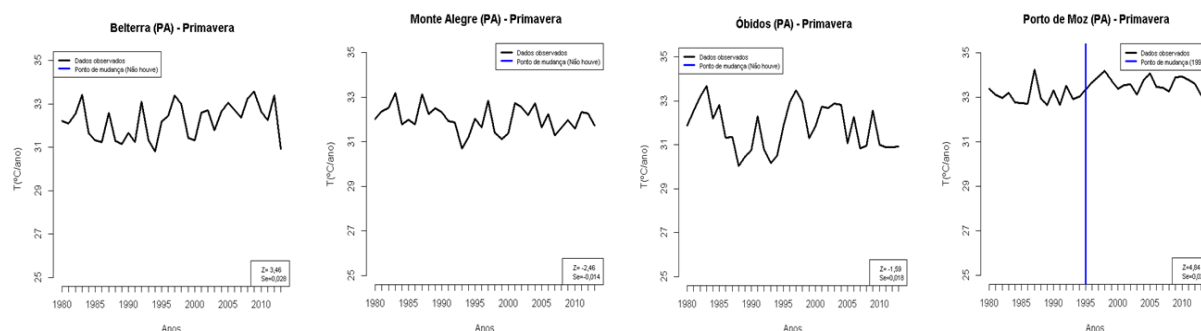


Figura 7 - Séries temporais com as médias anuais no período da primavera (linha preta) com seus testes de Mann-Kendall (Z), magnitude (S_e) e o ponto de mudança (linha azul) para as localidades de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz para o período de 1985 a 2014.

São mostrados na Tabela 5 os resultados da ANOVA realizadas nas médias anuais e sazonais da temperatura para os quatros municípios de Belterra (1), Monte Alegre (2), Óbidos (3) e Porto de Moz (4).

Verifica-se por meio do p-valor para um nível de significância de 1% que as diferenças entre as médias anuais e sazonais são altamente significativas. Conclui-se que há pelo menos uma diferença significativa entre os pares de amostras da temperatura máxima.

Tabela 5 – Resultado da aplicação da técnica de ANOVA para as médias anuais e sazonais para localidades de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz – 1980 a 2013.

Estadísticas	Anual	Verão	Outono	Inverno	Primavera
Fcalc	37,34	23,88	71,25	67,28	49,24
Valor-p	<2e-16 ***	3.01e-14 ***	<2e-16 ***	<2e-16 ***	<2e-16 ***

*** = nível de significância de 1%.

Para verificar entre, exatamente, quais pares de amostras sazonais (1-2, 1-3, 1-4, 2-3, 2-4, 3-4) ocorreram diferenças significativas, utilizou-se o teste de Tukey-HSD em que o resultado é mostrado em sua forma gráfica por meio da Figura 8. O critério de decisão foi que se este intervalo de confiança conter o valor zero, não se rejeita a hipótese de igualdade entre as médias, caso contrário rejeita-se a hipótese de nulidade.

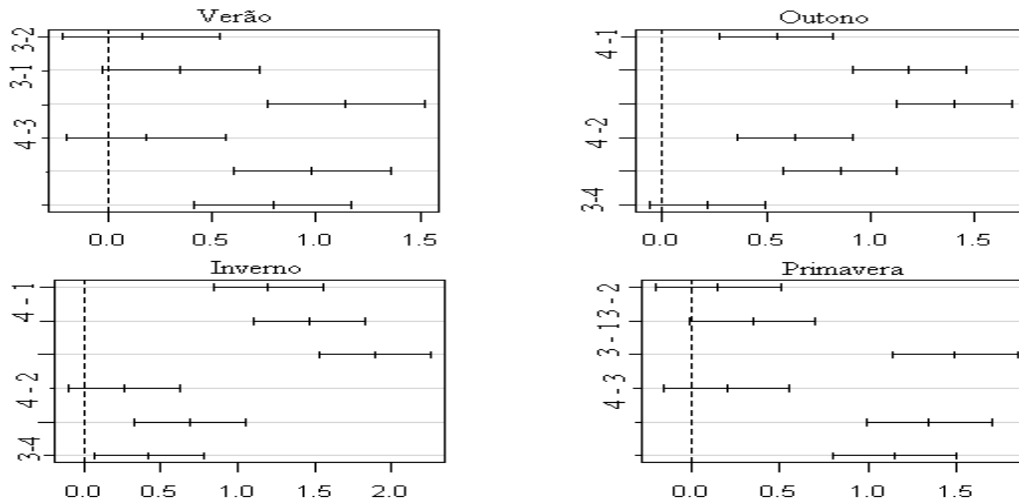


Figura 8 - Intervalo de confiança de 95%, para a diferença das médias da temperatura média máxima na escala sazonal entre os pares Óbidos e Belterra (3-1), Óbidos e Monte Alegre (3-2), Óbitos e Porto de Moz (3-4), Porto de Moz e Belterra (4-1), Porto de Moz e Monte Alegre (4-2).

Para garantir a eficácia e os pressupostos de normalidade, homocedasticidade (variância constante) e independência do modelo ANOVA, realizou-se a análise dos resíduos por meio dos testes estatísticos de Kolmogorov-Smirnov (p-valor=0,790), Cochran (p-valor=0,042) e Durbin-Watson (p-valor=0,001).

4. CONCLUSÕES

Conclui-se que evolução temporal da temperatura média máxima dos municípios mostrou tendência de elevação estatisticamente significativa na escala sazonal, com exceção da amostra da primavera nas séries de Monte Alegre e Óbidos, e no outono na série de Porto de Moz. Destacando que os maiores valores da tendência foram observados na amostra sazonal de inverno em todas as localidades em estudo. Este período compreende os meses de julho a agosto, considerada estação de transição do período chuvoso para o seco na região da Amazônia Central. Este período segundo os resultados aqui encontrados é o que precisa de mais atenção, pois a persistência do aumento dessa tendência irá influenciar de forma negativa em diversos setores como a agricultura, pecuária inclusive a saúde pública da região.

A verificação das tendências de elevação da temperatura do ar nos municípios localizado na Amazônia Central evidencia que a região do Oeste do Pará, cada vez mais sofre com a ação dos impactos ocasionados seja pela variabilidade natural do clima ou por ações antropogênicas, o que é constatado nas últimas décadas com o aumento que a região é atingida por diversos tipos de desastres ocasionados por cheias, secas, erosão fluvial, incêndios florestais etc. Ressalta-se também que os pontos de mudança nas

séries dos municípios, captados pelo método de Sen, foram nos anos de 1991, 1995, 1996, 2000, 2001 e 2008 o que pode estar associados aos fenômenos de El Niño La Niña.

Por fim destaca-se que foram levantadas informações referentes ao comportamento da temperatura média máxima dos municípios de Belterra, Monte Alegre, Óbidos e Porto de Moz no período de 33 anos, dados que poderão ser úteis para auxiliar o desenvolvimento de várias atividades na região, como também subsidiar os gestores no auxílio de planejamento de políticas ambientais.

5. REFERÊNCIAS

ALENCAR, L. P.; SEDIYAMA, G. C.; MANTOVANI, E. C.; MARTINEZ, M. A. Tendências recentes nos elementos do clima e suas implicações na evapotranspiração da cultura do milho em Viçosa – MG. *Rev. Eng. Agric.*, Jaboticabal, v.31, n.4, p.631-642, jul/ago. 2011.

AMORIM, M. C. C. T. O clima urbano de Presidente Prudente/SP. São Paulo, 2000. *Tese (Doutorado em Geografia)*. Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo.

ANGELOCCI, L. R.; SENTELHAS, P. C. 2010. Variabilidade, tendência, anomalia e mudança climática. *Material didático para uso exclusivo na disciplina LCE 306 – Meteorologia Agrícola*.

ANUNCIAÇÃO, V. S. da. 2001. O clima urbano de Campo Grande, MS. Presidente Prudente, 121f. *Dissertação*. Departamento de Geografia, FCT- Universidade Estadual Paulista.

ASSIS, F. N.; ARRUDA, H. V.; PEREIRA, A. R. 1996. *Aplicações de estatística à climatologia: teoria e prática*. Pelotas: UFP. 161 p.

CHRISTOFOLETTI, A. L. H. 1993. Implicações geográficas relacionadas com as mudanças climáticas globais. *Boletim de Geografia Teórica*. Rio Claro, 23(45):18-31.

DEO. et al. On Australian heat waves: Time series analysis of extreme temperature events in Australia, 1950-2005. In *MODSIM 2007 International Congress on Modeling and Simulation. Modeling and Simulation Society of Australia and New Zealand*, p. 626-635, 2007.

FERRARI, A. L.; VECCHIA, F. A. S.; COLABONE, R. O. Tendência e variabilidade anuais da temperatura e da pluviosidade em Pirassununga-SP. *Revista Brasileira de Climatologia*, Ano 8 – Vol. 10 – Jan/Jun. 2012.

FRICH, P.; ALEXANDER, L. V.; DELLA-MARTA, P.; GLEASON, G.; HAYLOCK, M.; PETERSON, T. 2002. Observed coherent changes in climate extremes during the second half of the century. *Climate Research*, Roskild, v.19, p. 193-212.

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

HAWKINS, B.A., FIELD, R., CORNELL, H.V., CURRIE, D.J., GUEGAN, J.F., KAUFMAN, D.M., KERR, J.T., MITTELBACH, G.G., OBERDORFF, T., O'BRIEN, E.M., PORTER, E.E.; TURNER, R.G. 2003. Energy, water, and broad-scale geographic patterns of richness. *Ecology*, 84, 3105-3117.

HAWKINS, D. M.; ZAMBA K. D. 2005. Statistical process control for shifts in mean or variance using a changepoint formulation. *Technometrics* 47(2):164-173.

HOFFMANN, R., 1942. *Estatística para economistas*. 4ª Ed. rev. e ampl., São Paulo: Cengage Learning, 2011.

IPCC. Climate Change 2007: *The Physical Science Basis, Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Houghton, JT, Ed, Cambridge University Press, 2007.

MARENGO, J.A.; OLIVEIRA, G. S. Impactos do fenômeno La Niña no tempo e clima do Brasil: desenvolvimento e intensificação do La Niña 1998/1999. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 10., 1998. Brasília, DF. *Anais... Brasília: Sociedade Brasileira de Meteorologia*, 1998. CD-ROM.

MARENGO, J. A. Mudanças climáticas globais e seus efeitos sobre a biodiversidade: caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do século XXI / José A. Marengo – *Brasília. Biodiversidade*, v. 26. ISBN 85-7738038-6.2006.

MARENGO, J., DRUYAN, L., HASTENRATH, S.: 1993, 'Observational and modelling studies of Amazonia interannual climate variability'. *Clim. Change.*, 23, 267-286.

MARENGO, J., HASTENRATH, S.: 1993, 'Case studies of extreme climatic events in the Amazon basin', *J. Climate*, 6, 617-617.

MIRANDA LA, ARAÚJO RS (2014) *MUDANÇAS CLIMÁTICAS: ANÁLISE DE DOIS PONTOS DE VISTA*. Perp. Online: Hum.&sociais aplicadas, Campos dos Goytacazes, 9(4),47-55.

MINUZZI, R. B.; VIANELLO, R. L.; SEDIYAMA, G.C. 2010. Oscilações climáticas em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.25, n.2, p.227-236, 2010.

MUNUZZI, R. B.; CARAMORI, P. H. 2010. Tendência climática sazonal e anual da quantidade de chuva no estado do Paraná. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 25, n.2, p. 237-246.

MOLION, L. C. B. Aquecimento Global, El Niños, Manchas Solares, Vulcões e Oscilação Decadal Do Pacífico. *Revista Climanalise*, Ed. 01, 2003.

MOLION, L.C.B *A terra pode estar esfriando*. 2008. Disponível em: www.mudancasclimaticas.andi.org.br/content/terra-pode-estar-esfriando. Acesso em: 11/07/2015

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.; Simpósio de Hidráulica e Recursos Hídricos dos Países de Língua Oficial Portuguesa, 2. 1995, Recife. *Anais*. Recife: Associação Brasileira de Recursos Hídricos. p. 27-32.

NOBRE, C. A.; SAMPAIO, G.; SALAZAR L. Mudanças Climáticas e Amazônia. *Cienc. Cult.* vol.59 no.3 São Paulo July/Sept, (2007).

PEREIRA M. A. F.; KOBAYAMA M.; CASTRO N. M. R. 2014. Análise de variâncias pluviométricas na bacia hidrográfica do Rio Taboão – Rs. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v.29, n.3, 409 – 419.

SALATI, E. e MARQUES, J. *Climatology of the Amazon region. In The Amazon - Limnology and landscape ecology of a mighty tropical river and its basin*. Sioli, H. (ed.). Dr. W. Junk Publishers, 763 p. 1984.

SAMPAIO, S. C.; QUEIROZ, M. M. F. de; FRIGO, E. P.; LONGO, A. J.; SUSZEK, M.; *Estimativa e distribuição de precipitações decendiais para o Estado do Paraná*. Irriga, Botucatu, v. 12 n. 1, p. 38-53. 2007.

SENTELHAS, P. C e ANGELOCCI. L. R. Evapotranspiração – definições e conceitos. LCE 306 – *Meteorologia Agrícola*, ESALQ/USP. 2009.

SILVA, H. J. F. 2015. Análise de tendência e caracterização sazonal e interanual da evapotranspiração de referência para o sudoeste da Amazônia Brasileira: Acre, Brasil. 105f. *Dissertação*. PPGCC, Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

SNEYERS, R. Sur *I'analyse statistique des series d'observations*. Genève: Organisation *Météorologique Mondiale*, 192p. (OMN, Note technique, 143).

TUKEY, J. W.; *Comparing Individual Means in the Analysis of Variance*, Biometrics, v.5, p. 99. 1949.

THEIL, H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial analysis, part 3. *Nederlandse Akademie van Wetenschappen Proceedings*, v. 53, p. 1397–1412.

VINCENT, L.A.; PETERSON, T.C.; BARROS, V.L.; et al. 2005. Observed trends in indices of daily temperature extremes in South of America. 1960-2000. *Journal of Climate*, Boston, v.18, p. 5011-5023.

WILKS, D. S. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*. New York, USA: Academic Press, 2006.

YUE, S.; HASHINO, M. 2003. Long term trends of annual and monthly precipitation in Japan. *Journal of American Water Resources Association*, 39(3): 587–596.

Texto submetido à RBCLima na data de 29/08/2015