

Escalas temporais e tendências observadas nas temperaturas máximas no Estado do Ceará

Timescales and observed trends in the highest temperatures in the state of Ceará

Iuri Moreira Costa¹
Antonio Edgar Mateus¹
Djane Fonseca da Silva^{2(*)}

Resumo

Pretendeu-se por meio das análises de ondeletas, identificar quais as possíveis causas para a variabilidade na temperatura máxima do Ceará e com auxílio do teste de Mann-Kendall, verificou-se se há tendências de aumento ou diminuição dessa variável. Foram usados dados de temperatura máxima do INMET para o período de 1973-2010. Verificou-se que as regiões do estado do Ceará sofrem influência das variações das escalas sazonais, interanuais e decadais sob suas temperaturas. As escalas sazonal, ligada ao ENOS, ligada ao Dipólo do Atlântico, ao ciclo de manchas solares e à Oscilação Decadal do Pacífico influenciam as temperaturas no estado do Ceará. Dessa forma, com a informação de quais fenômenos climáticos ou sistemas meteorológicos influenciam diretamente cada uma das macrorregiões do Ceará, com o acompanhamento climático dos mesmos, é possível conhecer mais profundamente as variações térmicas de cada região, e, ao mesmo tempo, usar a informação para previsão climática, de risco climático e seus produtos. Houve um aumento na temperatura máxima em todas as regiões estudadas.

Palavras-chave: teste de Mann-Kendall; análises de ondeletas; semiárido.

Abstract

It is intended through wavelet analysis, identify possible causes for variability in maximum temperature with the aid of Ceará and the Mann - Kendall test, check

-
- 1 Graduando em Agronomia na Universidade Federal do Ceará, UFC, *Campus Cariri*; Bolsista de Iniciação Científica da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico, FUNCAP; Endereço: Rua Tenente Raimundo Rocha, s/no, Universitário, CEP: 63000-000, Juazeiro do Norte, Ceará, Brasil; E-mail: iurimoreiracosta@hotmail.com
 - 2 Dra.; Meteorologista; Professora da UFC e do Programa de Mestrado em Desenvolvimento Regional Sustentável, PRODER, da Universidade Federal do Ceará, UFC; Bolsista de Produtividade Programa BPI 2012-2014 FUNCAP; Endereço: Rua Tenente Raimundo Rocha, s/no, Universitário, CEP: 63000-000, Juazeiro do Norte, Ceará, Brasil; E-mail: djane.fonseca@cariri.ufc.br (*) Autora para correspondência.

Recebido para publicação em 21/03/2014 e aceito em 23/04/2014

Ambiência Guarapuava (PR) v.10 n.2 p. 465 - 487 Maio/Ago 2014 ISSN 1808 - 0251
DOI:10.5935/ambiencia.2014.02.03

if be trends of increase or decrease of this variable. Data INMET maximum temperature for the period 1973-2010 was used. It was found that the regions of the state of Ceará suffer influences of variations of the scale seasonal, interannual and decadal in their temperatures. The seasonal scales, linked to ENSO, linked to the Atlantic dipole, the sunspot cycle and the Pacific Decadal Oscillation influence temperatures in the state of Ceará. Thus with the information which weather phenomena or weather systems directly influence each of the geographical regions of Ceará, with the climate monitoring them, you can learn more deeply thermal variations of each region, and at the same time use the information to forecast climate, climate risk and its products. There was an increase in the maximum temperature in all studied regions.

Key words: Mann-Kendall test; wavelet analysis; timescales.

Introdução

Estudos mostram que a variabilidade temporal de variáveis meteorológicas como precipitação, por exemplo, na região tropical é modulada pela variabilidade intrasazonal em associação a outras escalas temporais como 1-2 anos, 5-7 anos, 11-22 anos (ANDREOLI; KAYANO, 2005; DA SILVA, 2009; DA SILVA et al., 2010; DA SILVA et al., 2013). Alguns estudos (MITCHELL et al., 1995; STOTT et al., 2001; SILVA et al., 2010) investigam se isso é observado em outras variáveis como temperatura.

A previsão climática é de fundamental importância para o bom aproveitamento dos recursos hídricos e naturais, para vários setores da economia, principalmente gestão de recursos hídricos e agrícola. No entanto, a variável temperatura, ainda, apresenta déficits no que se refere a estudos para melhor entendimento de sua variabilidade e possíveis causas.

Uma das causas apontadas para justificar variações de temperatura é o aumento da concentração de CO₂. Segundo Taschetto e Wainner (2005),

vários trabalhos enfocam indícios do aumento da concentração do CO₂ na atmosfera desde a época da Revolução Industrial (NEFTEL et al., 1985). Segundo registros de gelo, a concentração atmosférica de CO₂ na era pré-industrial estava por volta de 280 ppm (SOLOMON et al., 1985), entretanto, essa concentração subiu para 368 ppm durante os últimos 100 anos (HOUGHTON et al., 1995).

Vários estudos têm mostrado, para esse mesmo período, o aumento da temperatura, totalizando um aquecimento de aproximadamente 0,5 °C durante o último século. Esse aquecimento tem sido associado à variabilidade natural (TETT et al., 1999), a efeitos antropogênicos (MITCHELL et al., 1995), ou ainda à combinação dos dois (STOTT et al., 2001).

Alguns autores (CROWLEY, 2000; STOTT et al., 2001) acreditam que fatores naturais tenham sido mais importantes no aquecimento do início do século e que efeitos antropogênicos tenham papel fundamental no aquecimento observado nas décadas recentes (CROWLEY, 2000). Os resultados obtidos neste estudo indicam que a mudança na concentração dos gases estufa, juntamente

com o acoplamento entre o oceano e a atmosfera, pode alterar a variabilidade dos parâmetros oceânicos. Constatou-se, por exemplo, o deslocamento da variabilidade da Temperatura de Superfície do Mar (TSM) para frequências mais baixas num clima mais quente. Os mecanismos físicos que justificam a grande mudança na variabilidade da temperatura, ainda, são objetos de estudos como foi em Taschetto e Wainer (2005) e na presente pesquisa.

Análise de Ondeleta (AO) é uma técnica apropriada para determinar as escalas de variabilidade dominantes em uma série temporal, bem como suas localizações no tempo. Nos últimos anos, esta técnica tem sido bastante usada em meteorologia, por exemplo, nos trabalhos de Weng e Lau (1994), Torrence e Webster (1999), Abreu Sá et al. (1998), Vitorino (2003), Tucci e Braga (2003), Schneider et al. (2005), Andreoli et al. (2004), Andreoli e Kayano (2005), Labat et al. (2005), Da Silva (2009), Da Silva et al. (2010), dentre outros. Sua aplicabilidade na análise de sinais se deve, principalmente, porque permite decompor uma série temporal em diferentes níveis de resolução tempo-frequência e, então determinar, as componentes da variabilidade dominante (GU; PHILANDER, 1995; TORRENCE; COMPO, 1998; BARBOSA et al., 2004 dentre outros).

Vitorino e Silva Dias (2004), utilizando análises de ondeletas, encontraram resultados relacionados com a variabilidade de múltiplas escalas de tempo da temperatura do ar em São Paulo. Esses resultados indicaram que o sinal atmosférico apresenta característica aperiódica, sendo relevante a aplicação de análise de tempo-escala, devido a sua intensa variação de escalas e de intensidade de energia com o tempo.

Kubota et al. (2010) aplicaram as análises de ondeletas (Morlet) ao saldo de energia na superfície e mostraram que existe um comportamento de memória do saldo de energia, pois o sinal persiste para períodos entre 0,5 a 2,1 dias.

Khader et al. (2011), por meio de análises de ondeletas, objetivaram estudar a camada limite noturna em uma lavoura de arroz irrigada em Paraíso do Sul, RS, permitindo a decomposição em tempo-escala proporcionada. Nesse estudo foi observada uma queda brusca na temperatura e um aumento na umidade e CO₂, ocasionando um evento que se supõe serem jatos de baixos níveis.

Da Silva et al. (2013), aplicaram as Análises de Ondeletas a dados de precipitação no Ceará, concluíram que todas as oito macrorregiões do estado do Ceará sofrem influência das variações e escalas sazonais, interanuais e decadais. Comprovou-se que sazonalidade, ENOS, Dipólo do Atlântico, Ciclo de manchas solares e Oscilação Decadal do Pacífico influenciam as precipitações no estado do Ceará.

Desse modo, pretende-se, aqui, pelas análises de ondeletas, identificar quais as possíveis causas para a variabilidade na temperatura máxima do Ceará e com auxílio do teste de Mann-Kendall, verificar se há tendências de aumento ou diminuição dessa variável.

Existem diferentes técnicas que vem sendo usadas para diagnosticar tendências e/ou variações em séries temporais de dados ambientais. Entre essas técnicas, cita-se o teste estatístico de Mann-Kendall (HAMED; RAO, 1998; HAYLOCK et al., 2006), o qual é indicado pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) para verificar as tendências em dados meteorológicos (DA SILVA, 2012).

Para o sul da América do Sul, o IPCC (2001) relata tendências de aquecimento de 0,6 a 0,8 °C no período de 1976 a 2000 (24 anos) e de 0,4 a 0,6 °C no período de 1940 a 1975 (35 anos). O relatório sintético do IPCC (2007), que apresenta uma visão geral sobre o comportamento das temperaturas médias anuais no continente Sul-Americano, mostra tendências de aquecimento de 0,5 °C no período de 1950 a 2000.

Rusticucci e Barrucand (2004) apresentam uma análise detalhada das temperaturas extremas na Argentina, entre 1959 e 1998, período de 39 anos. Seus resultados mostram tendências negativas de até 6,9 °C/100 anos nas temperaturas máximas de verão no norte do país.

Vincent et al. (2005) não encontraram variações consistentes nas temperaturas máximas e mínimas da América do Sul. Eles simplesmente notaram uma tendência de aumento na frequência de noites quentes e de decréscimo nas de noites frias, nas costas leste e oeste do continente.

Haylock et al. (2006) constataram que houve mudanças para condições mais úmidas no Equador, norte do Peru, sul do Brasil, Paraguai, Uruguai e centro-norte da Argentina.

Marengo e Camargo (2008) analisaram as tendências nas temperaturas mínimas, máximas e nas amplitudes diurnas em 27 estações no sul do Brasil, entre 1960 e 2002. Encontraram-se tendências de aquecimento na maioria das estações e constataram-se um aumento na frequência de dias quentes no verão e no inverno.

Sansigolo e Kayano (2010) ao analisarem as precipitações e temperaturas no Rio Grande do Sul concluíram que as precipitações só apresentaram tendências significativas no verão, de aumento de 93

mm/100 anos, sobre uma média sazonal de 367 mm. Devido a natureza convectiva das precipitações de verão, a tendência de aumento das precipitações nesta estação do ano é consistente com a tendência de decréscimo das temperaturas mínimas e de aumento das máximas.

Blain (2010) concluiu que apesar da maioria das séries apresentar importantes variações em seus parâmetros estatísticos (variações climáticas), não foi possível estabelecer uma concomitância/significância na variabilidade temporal (elevação ou queda) nas oito séries de temperatura máxima do Estado de São Paulo. Com isso, não houve detecção de tendências climáticas consistentes nos dados anuais de temperatura máxima do ar do Estado de São Paulo.

Por fim, Silva et al. (2010) utilizou o teste de Mann-Kendall para avaliar as tendências das séries temporais do saldo radiação no Nordeste do Brasil para o período de 1948 a 2006. As séries temporais do saldo de radiação exibiram reduções acentuadas entre 1948 e 1987, entretanto, no período de 1988 a 2006, comportamento inverso, predominando tendências positivas de saldo de radiação, sugerindo a presença do fenômeno “Global Dimming” sobre a região Nordeste do Brasil.

Dados e Metodologia

Área de estudo

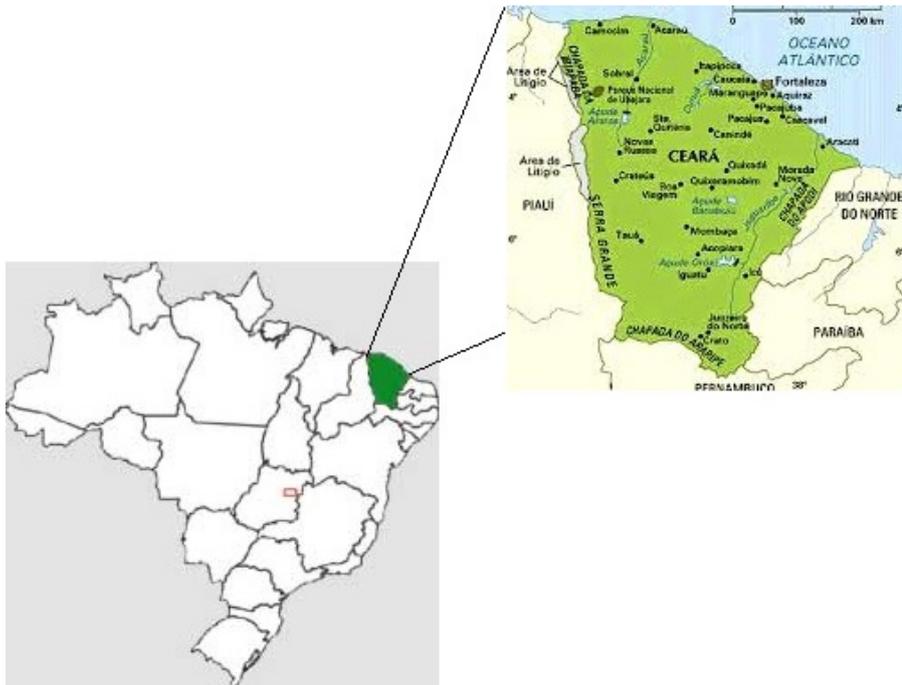
O estado do Ceará (Figura 1) é uma das 27 unidades federativas do Brasil. É o décimo segundo estado mais rico do país. Está situado na região Nordeste e tem por limites o oceano Atlântico a norte e nordeste, Rio Grande do Norte e Paraíba a leste,

Pernambuco a sul e Piauí a oeste. Sua área total é de 146.348,30 km² ou 9,37% da área do Nordeste e 1,7% da superfície do Brasil (CEARÁ, 2008).

A capital e maior cidade é Fortaleza, sede da Região Metropolitana de Fortaleza

(RMF). Outras cidades importantes fora da RMF são: Juazeiro do Norte e Crato na Região Metropolitana do Cariri, Sobral na Região Noroeste, Itapipoca na Região Norte, Iguatu na Região Centro-sul e Quixadá no Sertão. Ao todo são 184 municípios.

Figura 1: Estado do Ceará destacado em relação ao Brasil



Fonte: Autores (2014).

O estado está no domínio da Caatinga, com período chuvoso restrito a cerca de quatro meses do ano e alta biodiversidade adaptada. A sazonalidade característica desse bioma se reflete em uma fauna e flora adaptadas às condições semiáridas. As regiões mais áridas se situam na Depressão Sertaneja, a oeste e sudeste. Próximo ao litoral, a influência dos ventos alísios propicia um clima subúmido, onde surge vegetação mais densa, com forte presença de carnaubais, os quais caracterizam trechos de mata dos cocais (CEARÁ, 2008).

Dados

Foram utilizados dados de temperatura máxima para dez regiões do estado do Ceará: 1 – Região do Cariri, 2 – Região do Litoral Leste, 3 – Região de Jaguaribe, 4 – Região Centro Sul, 5 – Região de Baturité, 6 – Região Metropolitana de Fortaleza, 7 – Região Litoral Oeste, 8 – Sertão Central, 9 – Sertão dos Inhamuns, 10 – Região Sobral-Ibiapaba.

Todos os dados foram obtidos através do Instituto Nacional de Meteorologia

(INMET) e seus períodos são de 1973 a 2010.

Esses dados foram organizados para serem submetidos à Análises de Ondeletas e Análises de tendências pelo teste de Mann-Kendall.

Análises de ondeletas

O termo ondeleta refere-se a um conjunto de funções com forma de pequenas ondas geradas por dilatações (a) e translações (b) de uma função simples $\psi(t)$ de variável real t , algumas vezes chamada de *ondeleta-mãe*. As funções derivadas da *ondeleta-mãe* são denominadas *ondeletas filhas*, ou simplesmente *ondeletas* (WENG; LAU, 1994; TORRENCE; COMPO, 1998).

A ondeleta Morlet é complexa e possui características semelhantes às de sinais meteorológicos, tais como simetria ou assimetria, e variação temporal brusca ou suave. Segundo a literatura, este é um critério para escolha da função ondeleta (WENG; LAU, 1994; MORETTIN, 1999).

A função de Morlet é dada pela seguinte expressão:

$$\psi(t) = e^{i\omega_0 t} e^{-\eta^2/2} \quad (1)$$

Em que: $\eta = t/s$, onde t é o tempo, s é a escala da ondeleta e ω_0 é uma frequência não dimensional. Todos esses parâmetros são introduzidos no “script” de programação do Software Matlab.

Foi gerado um índice normalizado no intuito de extrair a variabilidade sazonal, tratar os dados “brutos” e destacar as anomalias. O índice de temperatura máx (Tmax) para cada uma das médias das dez macrorregiões do estado do Ceará foi calculado para todo o período de 1973 a 2010. Esse índice se

refere à média das estações de cada região, de suas anomalias mensais de temperatura, normalizadas pelos respectivos desvios-padrão mensais, calculadas através de (DA SILVA, 2009; DA SILVA et al., 2010):

$$AVar_{i,j} = (Var_{i,j} - \quad (2)$$

Em que: $AVar_{i,j}$ é a anomalia normalizada da temperatura no ano $j = 1, 2, 3, \dots, N$ e mês $i = 1, 2, 3, \dots, 12$; $Var_{i,j}$ é a temperatura no ano $j = 1, 2, 3, \dots, N$ e mês $i = 1, 2, 3, \dots, 12$; e são a média climatológica e o desvio padrão do mês i .

O uso desse índice é justificado e utilizado por diversos autores (KOUSKY; CHU, 1978; ACEITUNO, 1988; ANDREOLI et al., 2004). Os índices de temperatura máxima acima descritos foram submetidos à análise de ondeletas.

Análises de tendências

O teste de Mann-Kendall é um teste não paramétrico (MANN, 1945; KENDALL, 1975), sugerido pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) para avaliação da tendência em séries temporais de dados ambientais.

Esse teste requer que as séries sejam serialmente independentes, logo um teste de correlação serial deve ser previamente aplicado (SNEYERS, 1975). Em geral, os estudos sobre tendências climáticas negligenciam a correlação serial nas séries temporais; correlações seriais positivas (negativas) aumentam (diminuem) a probabilidade de rejeitar a hipótese nula (VON STORCH, 1995). Nestes casos, devem-se filtrar as séries com um modelo autorregressivo, por exemplo, ou usar uma forma modificada do teste de Mann-Kendall

para séries autocorrelacionadas, como proposto por Hamed e Rao (1998).

A existência de correlação serial nas séries deve ser avaliada pelo teste não paramétrico de sequencias. As séries não rejeitadas nestes testes foram submetidas ao teste de Mann-Kendall, um teste também não paramétrico usado para avaliar a existência de uma eventual tendência. Nos casos de séries que não passam no teste de sequência, deve-se usar o teste de Mann-Kendall modificado para levar em conta a autocorrelação (HAMED; RAO, 1998), mas de qualquer forma tendências significativas devem ser removidas a priori (SANSIGOLO; KAYANO, 2010).

A estatística do teste é a seguinte (SILVA et al., 2010):

$$S = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sign}(X_i - X_j) \quad (3)$$

Em que: x_j são os dados estimados da sequência de valores, n é o comprimento da série temporal e o sinal $(x_i - x_j)$ é igual a -1 para $(x_i - x_j) < 0$, 0 para $(x_i - x_j) = 0$, e 1 para $(x_i - x_j) > 0$.

Kendall (1975) mostrou que S e normalmente distribuída com média $E(S)$ e variância $\text{Var}(S)$, para uma situação na qual pode haver valores iguais de x , são calculadas pelas equações:

$$E[S] = 0 \quad (4)$$

$$\text{Var}[S] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (5)$$

Em que: (t_p) é número de dados com valores iguais num certo grupo (p th) e q é o número de grupos contendo valores iguais na série de dados num certo grupo p . O segundo termo representa um ajuste para dados censurados.

O teste estatístico parametrizado (Z_{MK}) é computado pela seguinte equação:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S > 0; \\ 0 & \text{para } S = 0; \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{para } S < 0 \end{cases} \quad (6)$$

A presença de uma tendência estatisticamente significativa é avaliada usando o valor de Z . Essa estatística é usada para testar a hipótese nula, ou seja, que nenhuma tendência existe. Um valor positivo de ZMK indica um aumento da tendência, quando negativa indica uma tendência decrescente. Para testar a tendência crescente ou decrescente no nível de significância de p , a hipótese nula é rejeitada se o valor absoluto de Z for maior que $Z_{1-p/2}$, utilizando-se a tabela da distribuição normal cumulativa padrão.

Os níveis de significância de $p = 0,01$ e $0,05$ foram aplicados neste estudo. Uma estimativa não paramétrica para o valor da inclinação da tendência é obtida de acordo com Silva et al. (2010):

$$\beta = \text{Median} \left[\frac{X_j - X_i}{j - i} \right] \text{ para } i < j \quad (7)$$

Em que: x_j e x_i são os pontos dados medidos no tempo j e i , respectivamente.

Teste de significância de T-Student

Tal teste foi usado, nesse trabalho, para indicar se há ou não significância estatística nos valores de tendências encontrados.

Para amostras de tamanho $N > 30$, denominadas grandes amostras, as distribuições amostrais de várias estatísticas são aproximadamente normais e melhores como o crescimento de N . Para amostras de tamanho $N < 30$, denominadas pequenas amostras, essa aproximação não é boa e

torna-se pior com o decréscimo de N, de modo que devem ser introduzidas as modificações convenientes.

Um dos testes de significância mais utilizados é o *T-Student*, o qual é bastante utilizada nos estudos de meteorologia (KOUSKY; KAYANO, 1994; KAYANO; KOUSKY, 1996; FIGUEROA, 1997; CASTRO, 2002; DA SILVA, 2009), e pode ser calculado da seguinte forma:

$$\beta = \text{Median} \left[\frac{X_j - X_i}{j-i} \right] \text{ para } i < j \quad (8)$$

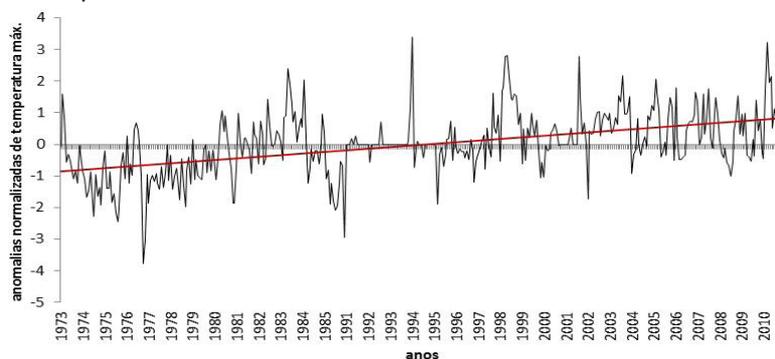
Sendo: t_c = valor do percentil e c é o grau de liberdade. Foi usado $p = 0,95$ ou 95%; t = valor do percentil tabelado de acordo com v ($n-1$); n é o número de dados.

Resultados

Análises de ondeletas

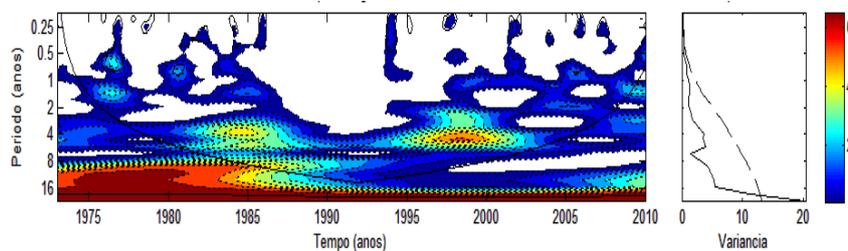
A região do Cariri apresentou a escala temporal de 20,2-22 anos como dominante (Figura 2c) e a mesma esteve presente em toda série (Figura 2b). Máximos valores de Temperatura máxima foram observados em 1983, 1994, 1998, 2001 e 2010 (Figura 2a). Esses eventos ocorreram em decorrência da união de escalas temporais distintas: sazonal, interanual, 5-7 anos ligado ao ENOS, 11 anos ligada ao ciclo de manchas solares (KERR, 1996; ECHER, 2003) e de 20,2-22 anos ligado à Oscilação Decadal do Pacífico (MANTUA et al., 1997).

Figura 2a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para Região do Cariri normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 2b - Espectro de Potência de Ondeleta (EPO) para temperatura da Região do Cariri



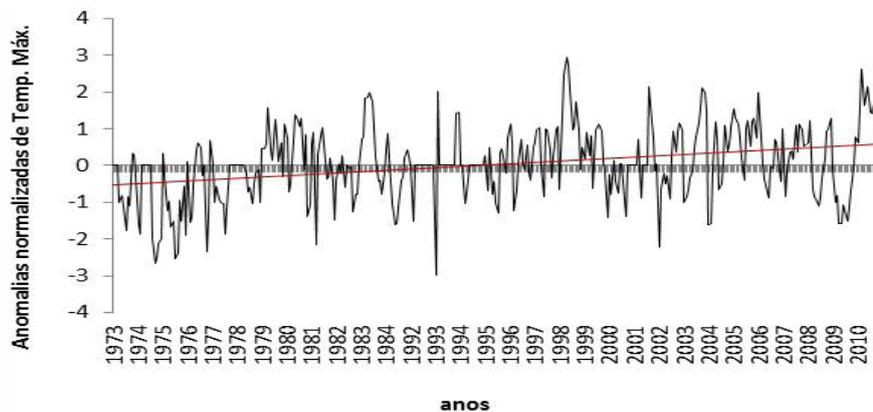
Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Figura 2c) Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%

Na região do Litoral Leste (Figura 3b e 3c), as escalas dominantes decadais (sem significância estatística), a influência da escala

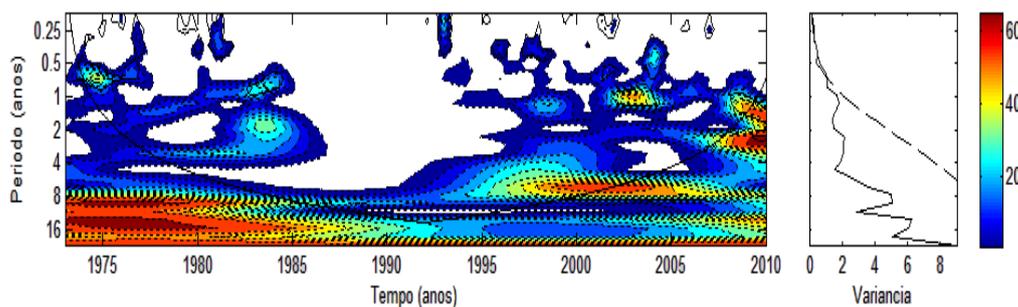
sazonal e a junção da ocorrência de sistemas e fenômenos meteorológicos de escalas diferentes, tais como a de 7 anos persistente de ENOS e, também, ligada ao Dipolo do Atlântico (CLAUZET; WAINER, 1999) e decadal associada ao ciclo de manchas solares (KERR, 1996; ECHER, 2003), interferem sobre a temperatura em 1983, 1993, 1998, 2001, 2004 e 2010 (Figura 3a) e aumentando os valores de temperatura máxima nesses anos.

Figura 3a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para Região do Litoral Leste normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 3b - Espectro de Potência de Ondeleita (EPO) para temperatura da região do Litoral Leste



Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual

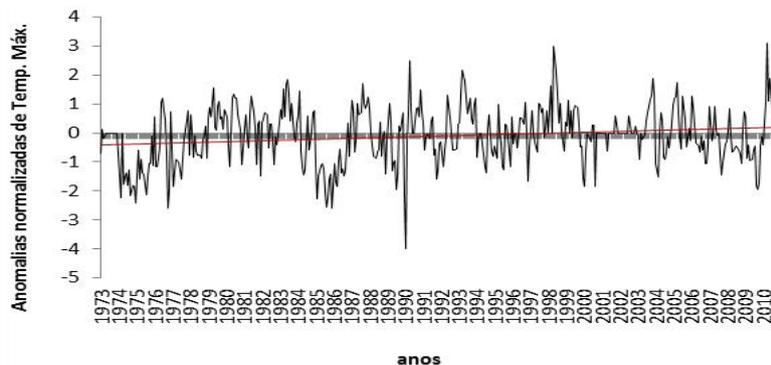
o efeito de borda é importante. Figura 3c) Espectro de Potência Global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%

A região de Jaguaribe (Figura 4a e 4b) mostrou escala dominante de 11 anos, sem significância estatística. A união das escalas temporais com períodos diferentes resultou em altos índices de temperatura na região nos anos de 1990, 1994, 1998 e 2010. Percebe-se que altos índices de temperatura ocorreram em escalas diferentes entre 8 e 11 anos. O ciclo de 8 anos é ainda persistente de ENOS e ligada

ao Dipolo do Atlântico e o de 11 anos está ligado ao ciclo de manchas solares.

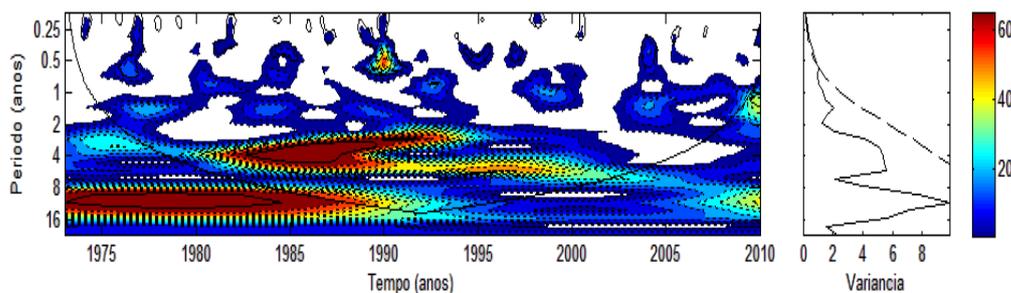
Na Região Centro-Sul, foram encontrados altos índices de temperatura em ciclos de 5-7 anos e de 11-12 anos (Figura 5b). A união de escalas temporais distintas ocorreram em 1980, 1985, 1995, 2000 e 2005, levando aos máximos de Temperatura máxima (Figura 5a).

Figura 4a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para Região de Jaguaribe normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 4b - Espectro de Potência de Ondeleita (EPO) para temperatura da Região de Jaguaribe

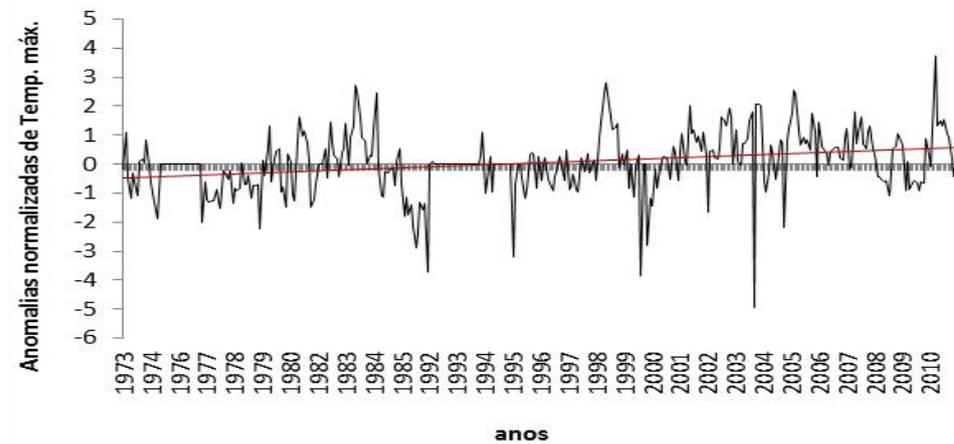


Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual

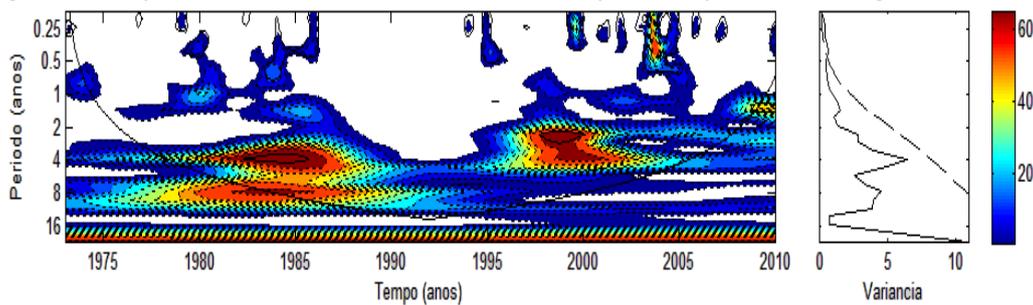
o efeito de borda é importante. Figura 4c) Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

Figura 5a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para Região de Centro Sul normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 5b - Espectro de Potência de Ondeleta (EPO) para temperatura da região Centro Sul



Fonte: Autores (2014).

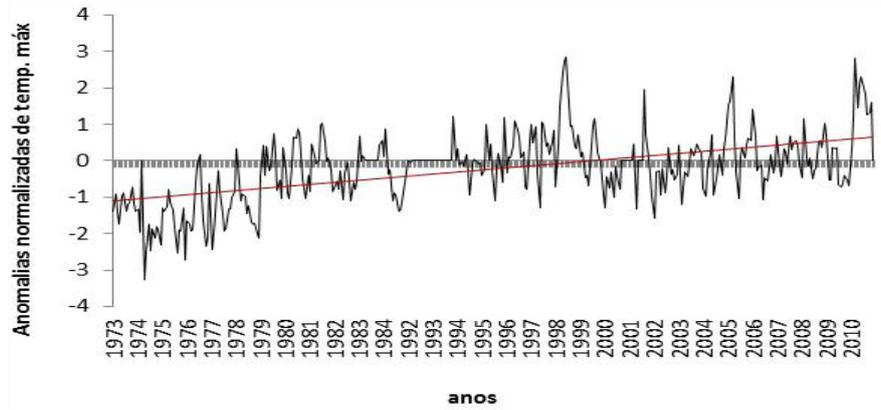
Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%

Na região de Baturité o ciclo de 11 anos, ligado ao ciclo de manchas solares, influenciou toda a série de temperatura máxima (Figura 6b), mas a escala temporal dominante foi de 20,2 anos ligada à ODP. A mesma surgiu a partir de 1990, quando também observou-se aumento das temperaturas máximas (Figura 6a). Nos anos

de 1998, 2001, 2005 e 2010 (Figura 6a) a temperatura máxima apresentou valores máximos devido ocorrência simultânea das escalas temporais sazonal, interanual, 5-7 anos e decadais (Figura 6b).

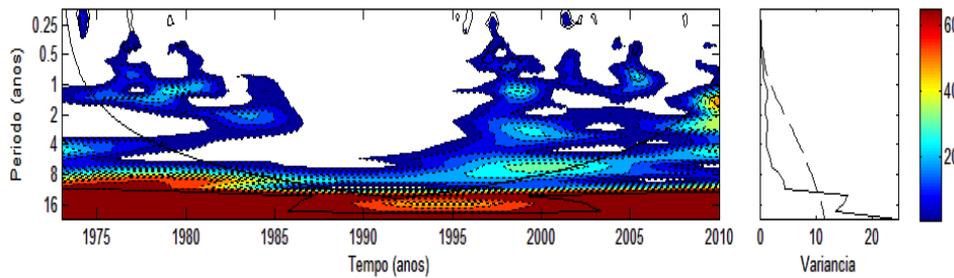
A escala temporal dominante de 11 anos foi visualizada em toda a série da Região Metropolitana de Fortaleza (Figura 7b). A junção de escalas temporais distintas que ocorrem simultaneamente também foram observadas na região em 1973, 1975, 1980, 1984, 1998 e 2005. Já o máximo ocorrido no ano de 2010 foi em decorrência do sinal da escala temporal de 2-5 anos do ENOS, a que gerou o máximo de temperatura máxima em toda a série.

Figura 6a - Índice de temperatura máxima (Tmax) para Região de Baturité normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 6b - Espectro de Potência de Ondeleta (EPO) para temperatura da região de Baturité

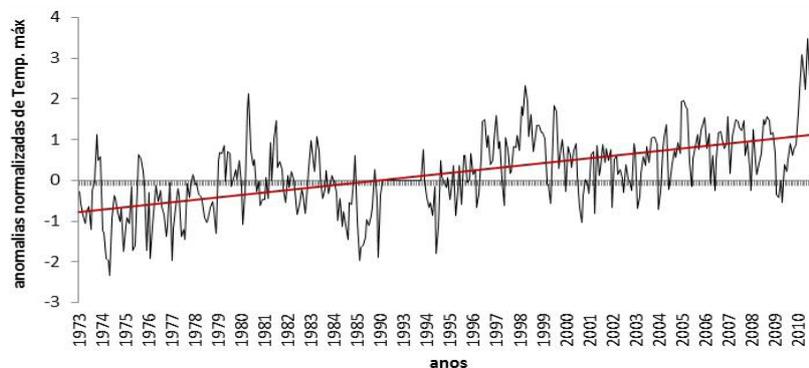


Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob

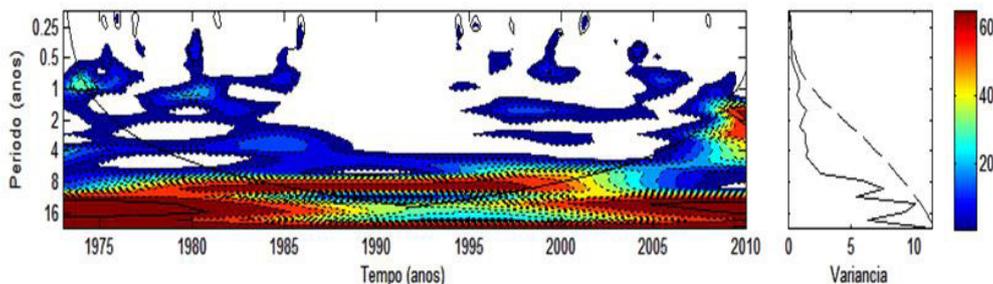
a qual o efeito de borda é importante. Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

Figura 7a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para região Metropolitana de Fortaleza normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 7b - Espectro de potência de ondeleta (EPO) para temperatura da região Metropolitana de Fortaleza

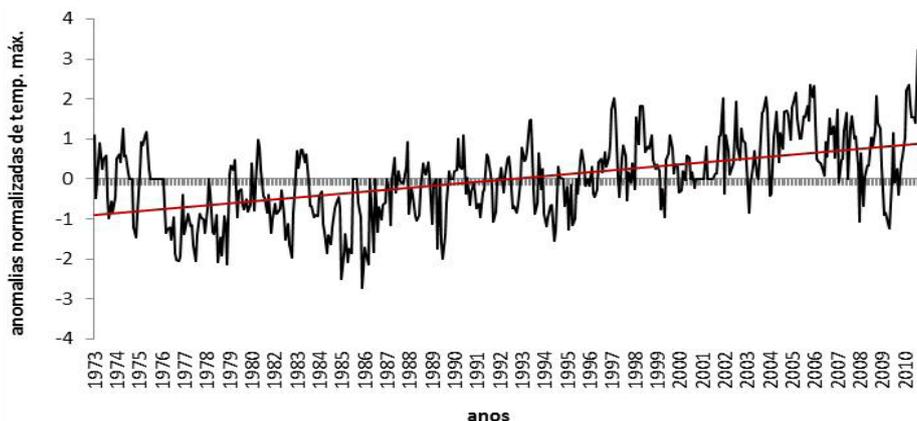


Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Figura 7c Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

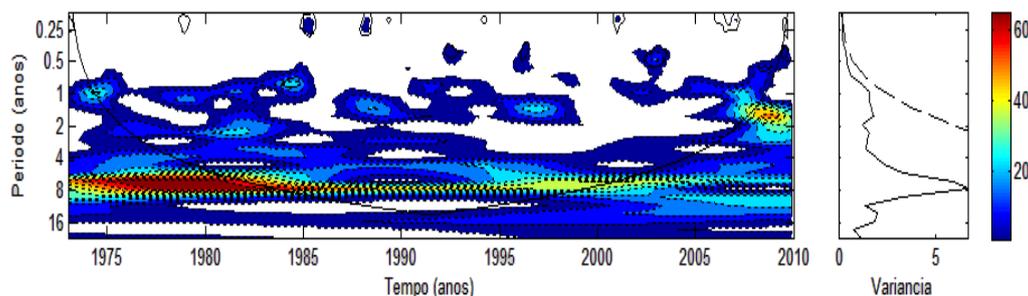
Na Região Litoral Oeste, a escala decadal de 11 anos foi a escala dominante, visível em toda a série (Figura 8b e 8c). A escala sazonal diminuiu sua influência nessa região (Figura 8b) mas a interanual de 1-2 anos está presente em vários anos, principalmente em 2010 (Figura 8b e 8a).

Figura 8a - Índice de temperatura máxima (Tmax) para Região Litoral Oeste normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 8 b - Espectro de potência de ondeleta (EPO) para temperatura da Região Litoral Oeste



Fonte: Autores (2014).

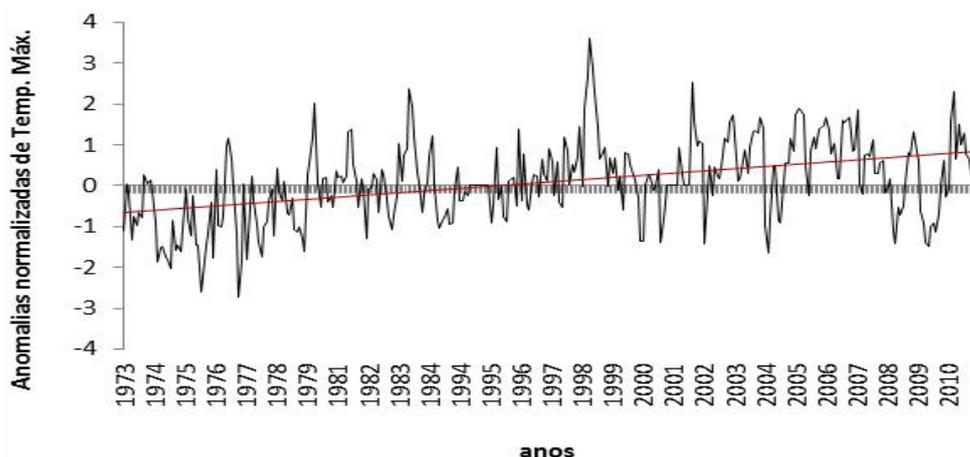
Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Figura 8c Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%

No Sertão Central, a escala decadal de 20,2 anos foi a escala dominante (Figura 9b), visualizada ao longo de toda série local.

No entanto, as escalas ligadas ao ENOS, de 2 a 5 anos atuaram entre 1975 a 1985, e a de 5-8 anos, entre 1997 e 2010.

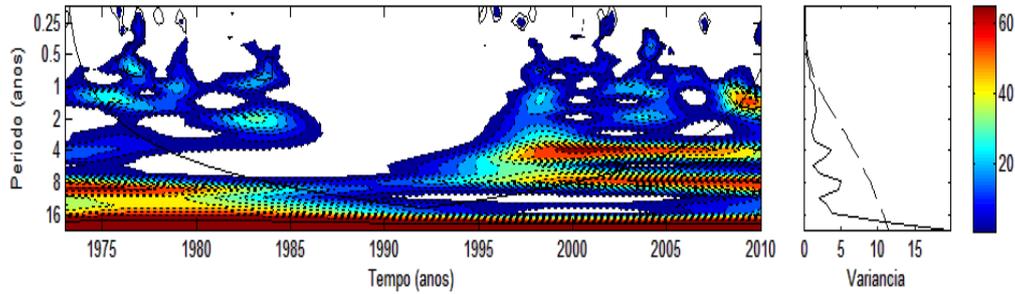
As escalas decadais de 11 e 22 anos foram fortes e atuantes no Sertão dos Inhamuns (Figuras 10b) de 1973 a 2000, causando aumento na temperatura máxima no período (Figura 10a). O mínimo de temperatura máxima em 2007, por exemplo, é devido ausência dos fenômenos de escalas decadais e atuação no período das escalas sazonal e interanual.

Figura 9a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para região Sertão Central normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 9b - Espectro de Potência de Ondeleita (EPO) para temperatura da Região Sertão Central

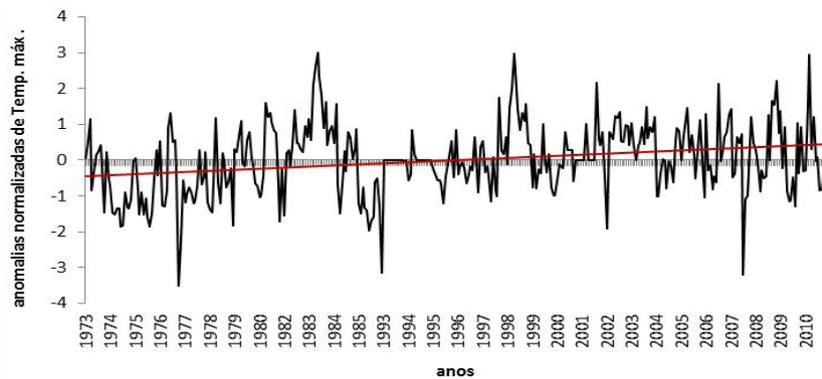


Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual

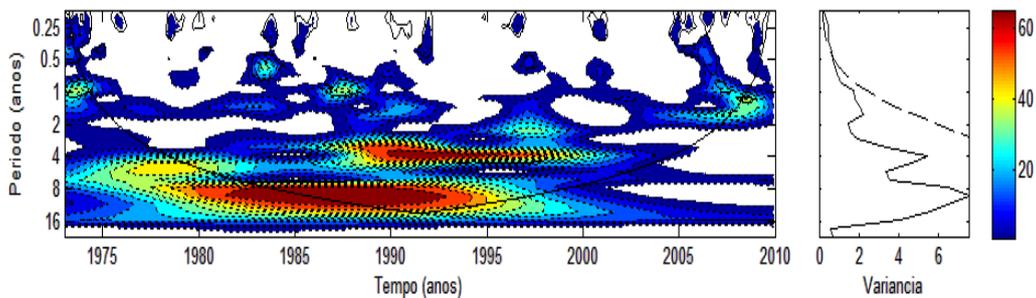
o efeito de borda é importante. Figura 9c Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

Figura 10a - Índice de temperatura máxima (Tmax) para Região Sertão dos Inhamuns normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 10b - Espectro de Potência de Ondeleita (EPO) para temperatura da Região Sertão dos Inhamuns



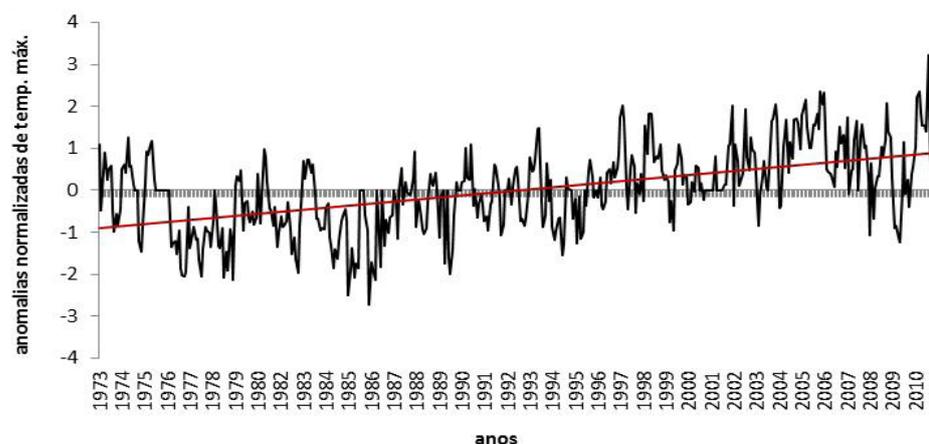
Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Figura 10c Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando

que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%

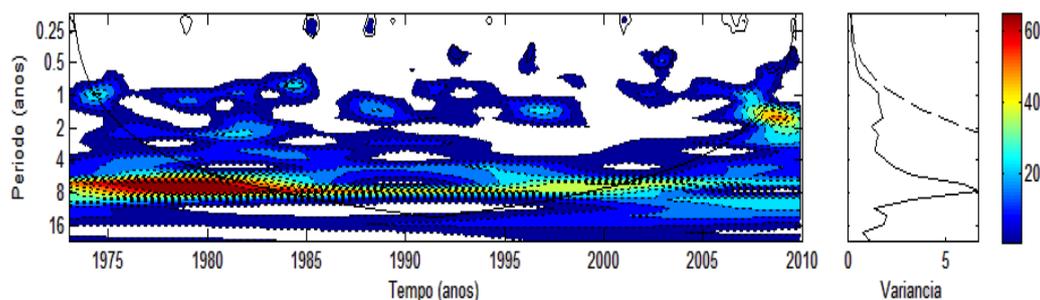
A escala temporal dominante e que influencia a temperatura máxima na Região Sobral-Ibiapaba é a de 11 anos (Figura 11b), a qual tem relação com o ciclo de manchas solares (KERR, 1996; ECHER, 2003).

Figura 11a - Índice de Temperatura máxima (Tmax) para Região Sobral-Ibiapaba normalizado pelo desvio padrão



Fonte: Autores (2014).

Figura 11b - Espectro de Potência de Ondeleita (EPO) para temperatura da Região Sobral-Ibiapaba



Fonte: Autores (2014).

Contornos sombreados correspondem a variâncias normalizadas significativas ao nível de 5%. A curva em forma de U representa o cone de influência, sob a qual o efeito de borda é importante. Espectro de potência global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

A escala interanual ocorreu, também, em alguns momentos na série. Por fim, a associação da escala decadal com a escala do ENOS em 2010 levou o valor de temperatura máxima aumentar na região (Figura 11a).

Os resultados encontrados aqui, nas dez regiões, estão de acordo com os

observados por Markham (1974), Chu (1984) e Hastenrath e Kaczmarczyk (1981), Andreoli et al. (2004), todos realizados para precipitação de Fortaleza, também no Ceará.

Análises de Tendências

As tendências encontradas nas séries de Temperatura máxima para cada região foram:

No litoral Oeste, verificou-se tendência positiva da temperatura, sem significância estatística, com pequena tendência de aumento de 0,037491 °C por ano, o que corresponde aumento de 1,387 °C em um período de 37 anos.

Na região Sobral/Ibiapaba verificou-se tendência positiva da temperatura, sem significância estatística, com tendência de aumento de 0,009903 °C por ano, o que corresponde aumento de 0,36 °C no período. No Sertão dos Inhamuns, verificou-se tendência positiva da temperatura, sem significância estatística, com tendência de aumento de 0,03789 °C por ano, o que corresponde aumento de 1,40 °C em um período de 37 anos. Já no Sertão Central verificou-se tendência positiva da

temperatura, sem significância estatística, com tendência de aumento de 0,02581 °C por ano, o que corresponde aumento de 0,95 °C no período.

Na região do Cariri, em 37 anos, ocorreu um aumento de 2,62 °C sem significância estatística com tendência de aumento de 0,07 °C por ano. Na Região Metropolitana de Fortaleza em 37 anos ocorreu um aumento de 0,98 °C sem significância estatística com tendência de aumento de 0,02 °C por ano.

No período ocorreu um aumento de 0,61 °C sem significância estatística na região de Baturité com tendência de aumento 0,016 °C por ano. Já na região Centro Sul em 37 anos ocorreu um aumento de 0,40 °C sem significância estatística e com tendência de aumento 0,01 °C por ano. Na região do litoral Leste no período de 37 anos, ocorreu um aumento de 0,51 °C sem significância estatística com tendência de aumento de 0,01 °C por ano.

Por fim, na região do Jaguaribe num intervalo de 37 anos ocorreu um aumento de 0,057 °C sem significância estatística, com tendência de aumento de 0,01 °C por ano.

Tabela 1 - Tendências encontradas nas regiões cearenses e resultado do teste de T-Student

Dados analisados	Status da tendência	Teste T e tendência anual	Tendência
Região do Cariri	Aumento sem significância estatística	+3,65 e tendência de +0,0709843 por ano	Aumento de 2,62 °C em 37 anos
	Aumento sem significância estatística	+5,38 e tendência de +0,026491929 por ano	Aumento de 0,98 °C em 37 anos
RMF	Aumento sem significância estatística	+0,16 e tendência de +0,016526727 por ano	Aumento de 0,61 °C em 37 anos
Região de Baturité	Aumento sem significância estatística	+1,57 e tendência de +0,011045249 por ano	Aumento de 0,40 °C em 37 anos
Região Centro Sul	Aumento sem significância estatística	+1,70 e tendência de +0,013855224 por ano	Aumento de 0,512 °C em 37 anos
Região do Litoral Leste	Aumento sem significância estatística	+0,24 e tendência de +0,001557331 por ano	Aumento de 0,057 °C em 37 anos
Região do Jaguaribe	Aumento sem significância estatística	+6,68 e tendência de +0,037491 por ano	Aumento de 1,38 °C em 37 anos
Litoral Oeste	Aumento sem significância estatística	+4,45 e tendência de +0,02581 por ano	Aumento de 0,95 °C em 37 anos
Sertão Central	Aumento sem significância estatística	+2,15 e tendência de +0,009903 por ano	Aumento de 0,36 °C em 37 anos
Sobral/Ibiapaba	Aumento sem significância estatística	+6,16 e tendência de +0,03789 por ano	Aumento de 1,40 °C em 37 anos
Sertão Inhamuns	Aumento sem significância estatística		

Fonte: Autores (2014).

Conclusões

Concluiu-se que as regiões do estado do Ceará sofrem influência das variações das escalas sazonais, interanuais e decadais sob suas temperaturas.

É fato comprovado que sazonalidade, ENOS, Dipólo do Atlântico, ciclo de manchas solares e Oscilação Decadal do Pacífico influenciam as temperaturas no estado do Ceará. Dessa forma, com a informação de quais fenômenos climáticos ou sistemas meteorológicos influenciam diretamente cada uma das macrorregiões do Ceará, com o acompanhamento climático dos mesmos, é possível conhecer mais profundamente as variações térmicas de

cada região, e ao mesmo tempo usar a informação para previsão climática, de risco climático e seus produtos.

Assim, prejuízos econômicos e até perdas de vidas humanas podem ser evitadas, ao mesmo tempo em que os setores de gestão de recursos hídricos, risco climático, gestão agrícola entre outros setores, podem programar ações e aproveitar as informações antecipadamente.

Houve um aumento na temperatura máxima (sem significância estatística pelo teste de T-Student) em todas as regiões estudadas o que pode ser considerado um fator negativo devido às secas prolongadas e êxodo que todo o nordeste brasileiro já sofre ao longo dos anos.

Referências

ABREU SÁ, L. D.; SAMBATTI, S. B. M.; GALVÃO, G. P. Ondeleta de Morlet aplicada ao estudo da variabilidade do nível do rio Paraguai em Ladário, MS. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.33, n. Especial, p.1775-1785, out. 1998.

ACEITUNO, P. On the functioning of the Southern oscillation in the South American Sector. Part 1: surface climate. **Monthly Weather Review**, v.116, p.505-524, 1988.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T.; GUEDES, R. L.; OYAMA, M. D.; ALVES, M. A. S. A influência da temperatura da superfície do mar dos Oceanos Pacífico e Atlântico na variabilidade de precipitação em Fortaleza. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.19, n.3, 337-344, 2004.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. Enso-Related rainfall anomalies in South America and associated circulation features during warm and cold Pacific decadal oscillation regimes, **International Journal of Climatology**, v.5, p. 2017-2030, 2005.

BARBOSA, E. B. M.; ROSA, M. M.; VIJAYKUMAR, N. L.; BOLZAN, M. J. A.; TOMASELLA, J. **Caracterização por ondeletas de processos físicos não-lineares na micro-bacia Amazônica**. São José dos Campos: INPE, 2004.

BLAIN, G. C. Séries anuais de temperatura máxima média do ar no estado de São Paulo: Variações e tendências climáticas. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n.1, p.114 – 124, 2010.

- CASTRO, C. A. C. **Interações Trópicos-Extratrópicos na escala de tempo intra-sazonal durante o verão austral e seus efeitos na América do Sul.** 2002. 162 f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, INPE, São Paulo, 2002.
- CHU, P. S. Time and space variability of rainfall and surface circulation in the northeast Brazil – Tropical Atlantic sector. **Journal of the Meteorological Society of Japan**, v.26, n.2, p.363-369, 1984.
- CLAUZET, G.; WAINER, I. Identificação da variabilidade de baixa frequência em algumas regiões da costa sudeste-nordeste do Brasil. **Revista Brasileira Oceanografia**. v.47, n.1, p. 69-78, 1999.
- CROWLEY, T.J. Causes of climate change over the past 1000 years. **Science**, v.289, n.5477, p.270-277, 2000.
- DA SILVA, D. F. **Análise de aspectos climatológicos, agroeconômicos, ambientais e de seus efeitos sobre a bacia hidrográfica do rio Mundaú (AL e PE).** 2009. 212 f. Tese (Doutorado em Recursos Naturais) – Universidade Federal de Campina Grande, UFCG, Campina Grande, 2009.
- DA SILVA, D. F.; SOUSA, F. A. S.; KAYANO, M. T. Escalas temporais da variabilidade pluviométrica na bacia hidrográfica do rio Mundaú. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 25, n. 3, p. 324-332, 2010.
- DA SILVA, D. F. O Uso de Estatística em climatologia. In: GALVÍNCIO, J. D. (Org.). **Mudanças climáticas e modelos ambientais: caracterização e aplicações.** Recife: Editora Universitária da UFPE, 2012. p. 263-314.
- DA SILVA, D. F.; COSTA, I. M.; MATEUS, A. E.; SOUSA, A. B. Previsão climática e de ciclos climáticos para o estado do Ceará. **Revista Brasileira de Geografia Física**, v. 6, p. 959-977, 2013.
- ECHER, E.; RIGOZO, N. R.; NORDEMANN, D. J. R.; VIEIRA, L. E. A.; PRESTES, A.; FARIA, H. H. O número de manchas solares, índice da atividade do sol. **Revista Brasileira de Ensino de Física**, São Paulo, v.25, n.2, 2003.
- FIGUEROA, S. N. **Estudo dos sistemas de circulação de verão sobre a América do Sul e suas simulações com modelos numéricos.** 1997. [S.I.]. Tese (Doutorado em Meteorologia) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1997.
- GU, D.; PHILANDER, G. H. Secular changes of annual and interannual variability in the Tropics during the past century. **Journal of Climate**, v.8, p.864-876, 1995.
- HAMED, K. H.; RAO, A. R A modified Mann-Kendall trend test for auto correlated data. **Journal of Hydrology**, v. 204, p.182-196, 1998.

HASTENRATH, S.; KACZMARCZYK, E. B. On spectra and coherence of tropical climate anomalies. **Tellus**, v.33, n.5, p.453-462, 1981.

HAYLOCK M. R.; PETERSON T.; ALVES L. M.; AMBRIZZI T.; ANUNCIÇÃO 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-GOMES, J.; REBELLO, E.; RUSTICUCCI, M.; SANTOS, J. L.; TREBEJO, I.; VINCENT, L. Trends in total and extreme South America rainfall in 1960-2000 and links with sea-surface temperatures. **Journal of Climate**, v.19, p.1490-1512, 2006.

HOUGHTON, J. T.; MEIRA FILHO, L. G.; CALLENDER, B. A.; HARRIS, N.; KATTENBERG, A.; MASKELL, K. **Climate Change 1995 - The science of climate change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.

IPCC. Intergovernmental Panel on Climate Change. Working Group I. Third Assessment Report. **Summary for Policymakers**. Cambridge: WMO. 2001. 17p. Disponível em: <http://www.meto.gov.uk/sec5/CR_div/ipcc/wg1/WG1-SPM.pdf>. Acesso em: 20 fev. 2014.

IPCC. **Climate Change 2007: Synthesis Report**. IPCC Plenary XXVII. Valencia: Spain, 2007. 73p.

KERR, R. A. A now dawn for sun-climate links? **Science**, Washington, DC, v.271, n.5254, p.1360-1361, 1996.

KOUSKY, V. E.; CHU, P. S. Fluctuations in annual rainfall for northeast Brazil, **Journal of the Meteorological Society of Japan**, v.56, p.457-466, 1978.

KOUSKY, V. E.; KAYANO, M. T. Real-time monitoring of intraseasonal oscillations. **Proc. Eighteenth Annual Climate Diagnostics Workshop**, p.1-5, Boulder-CO, November, 1993.

KAYANO, M. T.; KOUSKY, V. E. Tropical circulation variability with emphasis on interannual and intraseasonal time scales. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 11, n. 1 e 2, p. 06 -17, jun. 1996.

KENDALL, M. G. **Rank correlation measures**. London: Charles Griffin, 1975. 220p.

KHADER, C. A. M.; ABREU SÁ, L. D.; MORAES, O.; SILVA, R.; ARBAGE, M. C. A. Análise de ondas aplicadas ao estudo de fenômenos da camada limite noturna acima de uma lavoura de arroz. In: WORKSHOP BRASILEIRO DE MICROMETEOROLOGIA, 7., 2011, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: UFSM, 2011. p. 23-26.

KUBOTA, P. Y.; BONATTI, J. P. Variabilidade da precipitação na América do Sul forçada com diferentes parametrizações de superfície para previsão de curto prazo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 16., 2010, Belém. **Anais...** Belém: CBMET, 2010. p. 1-5.

- LABAT, D.; RONCHAIL, J.; GUYOT, J. L. Recent advances in Wavelet analyses, part 2 - Amazon, Parana, Orinoco and Congo discharges time scale variability. **Journal of Hidrology**, v. 314, n. 1-4, p.289-311, 2005.
- MANN, H. B. The econometric society. **Econometrica**, v.13, n.3, p.245-259, 1945.
- MANTUA, N. J.; HARE, S. R.; ZHANG, Y.; WALLACE, J. M.; FRANCIS, R. C. A Pacific Interdecadal Climate Oscillation with impacts on Salmon Production. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 78, p.1069-1079, 1997.
- MARENGO J. A.; CAMARGO C. G. Surface air temperature trends in southern Brazil for 1960-2002. **International Journal of Climatology**, v. 28, n.7, p. 893-904, 2008.
- MARKHAM, C. G. Apparent periodicities in rainfall at Fortaleza, Ceará, Brazil. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, v.13, p.176-179, 1974.
- MITCHELL, J. F. B.; JOHNS, T. C.; GREGORY, J. M.; TETT, S. F. B. Climate response to increasing levels of greenhouse gases and sulfate aerosols. **Nature**, v. 376, n.6540, p.501-504, 1995.
- MORETTIN, P. A. **Ondas e ondeletas: da análise de fourier à análise de ondeletas**. São Paulo: Edusp, 1999. 193 p
- NEFTEL, A.; MOOR, E.; OESCHGER, H.; STAUFFER, B. Evidence from Polar Ice Cores for the increase in atmospheric CO₂ in the last two centuries. **Nature**, v.315, n. 6014, p.45-47, 1985.
- RUSTICUCCI M.; BARRUCAND M. Observed trends and changes in temperature extremes over Argentina. **Journal of Climate**, v. 17, p. 4099-4107, 2004.
- SANSIGOLO, C. A.; KAYANO, M. T. Tendências nas temperaturas máximas e mínimas e nas precipitações sazonais do Rio Grande do Sul (1913-2006). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 16., 2010, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: do CBMet, 2010.
- SCHNEIDER M.; VITORINO, I.; SILVA DIAS, P. L. Monitoramento da Intrasazonalidade por meio da transformada em Ondeletas. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE CLIMATOLOGIA, [s.n], 2005, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: IG, 2005. 1 CD-ROM.
- SNEYERS, R. **Sur l'analyse statistique des series d'observations**. Genève: Organisation Météorologique Mondial, 1975. 192 p. OMM Note Technique, 143.
- SILVA, R. A.; SILVA, V. P. R.; CAVALCANTI, E. P.; SANTOS, D. N. Estudo da variabilidade da radiação solar no Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 14, n.5, p. 501-509, 2010.

- SOLOMON, A. M.; TRABALKA, J. R.; REICHLER, D. E.; VOORHEES, L. D. The global carbon cycle. In: TRABALKA J. R. (Ed.). **Atmospheric carbon dioxide and the global carbon cycle**. U.S. Department of Energy Report DOE/ER-0239, 1985.
- STOTT, P. A.; TETT, S. F. B.; JONES, G. S.; ALLEN, M. R.; INGRAM, W. J.; MITCHELL, J. F. B. Attribution of twentieth century temperature change to natural and anthropogenic causes. **Climate Dynamics**, v.17, n.1, p.1-21, 2001.
- TASCETTO, A.; WAINER, I. A influência dos gases estufa no oceano atlântico sul: variabilidade interanual. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v.20, n.1, 105-120, 2005.
- TETT, S. F. B.; STOTT, P. A.; ALLEN, M. R.; INGRAM, W. J.; MITCHELL, J. F. B. Causes of twentieth-century temperature change near the Earth's surface. **Nature**, v.399, n.6736, p.569- 572, 1999.
- TORRENCE, C.; COMPO, G. P. A practical guide to wavelet analysis. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v.79, p.61-78, 1998.
- TORRENCE, C.; WEBSTER, P. J. Interdecadal changes in the ENSO-monsoon system. **Journal of Climate**, 12, 2679-2690, 1999.
- TUCCI, C. E. M.; BRAGA, B. **Clima e recursos hídricos no Brasil**. Porto Alegre: Coleção ABRH, 2003. 348 p.
- 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. Observed trends in indices of daily temperature extremes in South America 1960-2000. **Journal of Climate**, v.18, p.5011-5023, 2005.
- VITORINO, M. I. **Análise das oscilações intrasazonais sobre a América do Sul e oceanos adjacentes utilizando a análise de ondas**. 2003. 344 f. Tese (Doutorado em Meteorologia) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, INPE, São José dos Campos, 2003.
- VITORINO, M. I.; SILVA DIAS, P. L. A multiplicidade de escalas temporais na variação de temperatura em São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 13., 2004, Fortaleza. **Anais ...** Fortaleza: CBMet., 2004. p. 1-10.
- VON STORCH, V. H. Misuses of statistical analysis in climate research. In: Von STORCH, H. V.; NAVARRA, A. (Ed.). **Analysis of climate variability: applications of statistical techniques**. Berlin: Springer-Verlag, 1995.
- WENG, H.; LAU, K-M. Wavelets, period doubling, and time-frequency localization with application to organization of convection over the Tropical Western Pacific. **Journal of the Atmospheric Sciences**, v.51, n.17, p.2523-2541, 1994.