

CAUSAS CLIMÁTICAS DA VARIABILIDADE PLUVIOMÉTRICA E TENDÊNCIAS CLIMÁTICAS NA BACIA HIDROGRÁFICA DO RIO JAGUARIBE (CE)

Aline Bezerra de Sousa

Curso de Agronomia, Bolsista PIBIC, UFC Campus Cariri
alinelough@gmail.com

Djane Fonseca da Silva

Prof^a Dr^a do curso de Agronomia, Meteorologista, Dr^a em Rec.Hídricos, UFC Campus Cariri
djane.fonseca@cariri.ufc.br

RESUMO

As secas severas no nordeste do Brasil, objeto de inúmeros estudos por seus impactos sociais e econômicos, têm sido relacionadas à ocorrência do El Niño. A finalidade principal deste trabalho é verificar as escalas temporais e os mecanismos meteorológicos que exercem influência sobre a variabilidade pluviométrica das sub-bacias do rio Jaguaribe. O teste de Mann-Kendall será utilizado neste trabalho com o objetivo de detectar tendências hidroclimáticas nas séries pluviométricas da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe (Ceará/Brasil) e assim, gerar informações que podem auxiliar os setores ligados aos recursos hídricos. Nesta pesquisa foram utilizados dados de precipitação obtidos através da Agência Nacional das Águas para o período de 1921 a 2010. De acordo com o Índice de Anomalia de Chuva anual detectou-se que a predominância de anos secos ocorre em toda a bacia do rio Jaguaribe. Os resultados das Análises de Ondeletas indicaram que principalmente a variabilidade sazonal, interanual ligada ao ciclo de El Niño Oscilação-Sul e a variabilidade decadal influenciaram na variabilidade pluviométrica de toda a bacia hidrográfica.

Palavras-chave: Análises de Ondeletas. Oscilação Decenal do Pacífico. ENOS. IAC. Mann Kendall.

CLIMATE CAUSES OF VARIABILITY PLUVIOMETRIC AND CLIMATE TRENDS IN BASIN HYDROGRAPHIC OF THE RIVER JAGUARIBE (CE)

ABSTRACT

The severe drought in northeastern Brazil the subject of numerous studies for their social and economic impacts have been related to the occurrence of El Niño. The main purpose of this study is to assess the timescales and mechanisms meteorological influence on the variability of rainfall sub-river basins Jaguaribe. O teste de Mann-Kendall será utilizado neste trabalho com o objetivo de detectar tendências hidroclimáticas nas séries pluviométricas da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe (Ceará/Brasil) e assim, gerar informações que podem auxiliar os setores ligados aos recursos hídricos. Used rainfall data obtained through the National Water Agency for the period 1921 to 2010. According to the annual RAI found that the predominance of dry years occurs throughout the river basin Jaguaribe. The results indicated that the Wavelet analysis seasonal variability, the interannual scale linked ENSO cycle and decadal variability of influenced rainfall variability the of the basin hydrographic.

Keywords: Wavelet analysis. Pacific Decadal Oscillation. ENSO. RAI. Mann-Kendall.

Recebido em 27/06/2012
Aprovado para publicação em 17/06/2013

1. INTRODUÇÃO

O Nordeste do Brasil (NEB) é conhecido por apresentar em alguns anos secas severas ou chuvas excessivas, que têm sido relacionadas aos padrões anômalos de grande escala da circulação atmosférica global associados ao fenômeno de El Niño Oscilação Sul (ENOS).

As secas severas no NEB, objeto de inúmeros estudos por seus impactos sociais e econômicos, têm sido relacionadas à ocorrência do El Niño. Entretanto, a relação entre El Niño e as secas no NEB não é unívoca (KANE e TRIVEDI, 1988; KANE, 1992; KANE, 1997). Segundo Kane (1997) dos 46 El Niño (fortes e moderados) do período de 1849-1992, somente 21 (45%) estiveram associados a secas severas em Fortaleza, por exemplo.

As ocorrências simultâneas de El Niño e secas no NEB se limitam a alguns eventos específicos. Isso se deve ao fato de que a precipitação nessa região é também fortemente relacionada às anomalias de temperatura da superfície do mar (ATSMs) do Atlântico Tropical (KANE, 1997).

Moura e Shukla (1981) mostraram que em alguns anos, os eventos de secas do NEB estão associados a um dipolo meridional de ATSMs no Oceano Atlântico Tropical. Eles sugeriram que a dinâmica e termodinâmica associadas a este dipolo afetam a posição e intensidade da Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) que, por sua vez, influencia a precipitação no NEB. O modo de dipolo envolve variações de TSM em ambos os hemisférios, em escalas de tempo sazonal, interanual e decenal (SERVAIN, 1991).

Kayano e Andreoli (2006) mostraram que a variabilidade de precipitação no NEB está mais fortemente relacionada com as condições do Atlântico tropical do que com as do Pacífico tropical.

Vale ressaltar que apesar da variabilidade de TSM no Pacífico ser dominada por variabilidade na escala de tempo interanual, existem outras escalas de variabilidade neste setor. O mesmo ocorre no Atlântico tropical. Zhang et al. (1997) separaram a variabilidade temporal do Pacífico em duas componentes: uma relacionada à escala de variabilidade interanual do ciclo ENOS, e a outra linearmente independente incluindo toda a variabilidade interdecadal. Haja vista, os espectros das séries de ATSM para os Oceanos Atlântico e Pacífico são caracterizados por oscilações em escalas de tempo interanual e decenal, sendo a escala interanual mais pronunciada na região do Pacífico, e a decenal no Atlântico (HASTENRATH e ZACZMARCZYK, 1981; SPERBER e HAMEED, 1993; MEHTA e DELWORTH, 1995).

As variações da precipitação em regiões da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe serão estudadas utilizando a Análise de Ondeleta (AO), que é uma técnica apropriada para determinar as escalas de variabilidade dominantes em uma série temporal, bem como suas variações temporais. Nos últimos anos esta técnica tem sido bastante usada em meteorologia, por exemplo: Andreoli et al. (2004) utilizaram a AO para analisar as variações da precipitação em Fortaleza e da TSM nos oceanos Pacífico e Atlântico para o período de 1956 a 1991.

No presente trabalho, a AO será aplicada ao índice de precipitação, com o intuito de verificar quais escalas temporais dominam sobre a variabilidade pluviométrica do rio Jaguaribe (CE), seus efeitos e quais períodos ocorreram.

Adicionalmente, será utilizado o Índice de Anomalia de Chuva (IAC) para caracterização da variabilidade espaço-temporal da precipitação na região, o qual tem se mostrado eficaz em estudos para várias regiões do globo, incluindo o Nordeste do Brasil (Freitas, 2004; 2005). Também utilizando IAC, Mauget (2005) encontrou alta incidência de anos úmidos na América do Norte durante 1972 a 1998, com oito dos dez anos mais úmidos desde 1901, ou seja, oito eventos aconteceram durante esse último período de 27 anos. Gonçalves et al. (2006), através do IAC para 15 estações situadas no rio São Francisco, mostraram que a incidência de anos secos é substancialmente maior na região estudada e analisaram a ocorrência de cheias e inundações no sertão pernambucano. Segundo Repelli et al. (1998), o IAC parece ser apropriado para utilização em regiões semi-áridas e ou tropicais, especialmente para o NEB.

O teste de Mann-Kendall será utilizado neste trabalho com o objetivo de detectar tendências hidroclimáticas nas séries pluviométricas da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe (Ceará/Brasil) e assim, gerar informações que podem auxiliar os setores ligados aos recursos hídricos.

Nos últimos anos há uma grande preocupação de pesquisadores em analisar as variabilidades climáticas que estão acontecendo no planeta, principalmente no que se refere a um possível aumento de eventos de precipitações intensas. O conhecimento da precipitação durante o ano é o fator determinante para estimar, entre outros, a necessidade de irrigação de culturas e o abastecimento de água doméstico e industrial (BERTONI & TUCCI, 1993).

Na região Nordeste estudos que investigam tendências em séries pluviométricas tem ganhado importância devido aos benefícios causados pelos resultados podendo assim aplicá-los em nosso dia-a-dia.

Algumas técnicas ou estatísticas são usadas para diagnosticar tendências e/ou variações hidrometeorológicas, especialmente de temperatura e precipitação e o interesse pelas técnicas estatísticas tem aumentado consideravelmente, entre elas o teste estatístico de Mann-Kendall.

Tendência em uma série temporal é como uma mudança sistemática e contínua em qualquer parâmetro de uma dada amostra, excluindo-se mudanças periódicas ou quase periódicas (YEVJEVICH, 1972).

Back (2001) usou análises estatísticas (entre elas, o teste de Mann-Kendall) para identificar tendências anuais da temperatura e precipitação pluvial da estação meteorológica de Urussanga – SC. Os resultados indicaram que houve tendência significativa no aumento da temperatura média anual e na temperatura média do mês de janeiro, sendo que a mudança ocorreu no ano de 1965.

Rusticucci e Barrucand (2004) apresentaram 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.

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.

Marengo e Camargo (2008), através do teste de Mann-Kendall, encontraram tendências de aquecimento na maioria das estações do Estado de São Paulo, de 0,5 a 0,8°C/decênio nas temperaturas mínimas e de 0,4°C/decênio nas máximas.

Santos (2008) avaliou as condições climáticas de 1961-2007 da região Nordeste do Brasil e elaborou cenários climáticos para os anos de 2050 e 2100, com base em observações de superfície”. Os resultados obtidos indicam tendências crescentes, nas séries temporais de temperatura do ar (estatisticamente significativas pelo teste de Mann-Kendall) tanto para o período estudado como para os cenários de 2050 e 2100.

Sansigolo (2010) analisou as tendências de longo prazo nas temperaturas máximas e mínimas e precipitações sazonais no Estado do Rio Grande do Sul, no período de 1914 a 2006”. As temperaturas sazonais apresentam tendências significativas de aumento de 1,5°C/100 anos no outono, de 1,9°C no verão e de 1,8°C nas outras duas estações do ano.

Silva et al. (2010) aplicaram o teste de Mann-Kendall em séries temporais do saldo de radiação no Nordeste do Brasil e concluíram que as mesmas exibiram reduções acentuadas entre 1948 e 1987, entretanto, no período de 1988 a 2006, comportamento inverso, sugerindo a presença do fenômeno ‘Global dimming’ sobre a região Nordeste do Brasil.

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, com aumento de 93 mm/100 anos, sobre uma média sazonal de 367 mm.

Blain (2010) em seu estudo sobre tendências de temperatura máxima do Estado de São Paulo, concluiu que apesar da maioria das séries apresentarem 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 analisadas.

Pretende-se nesse trabalho investigar quais escalas exercem influência sobre a variabilidade pluviométrica da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe, situada no estado do Ceará, na região nordeste do Brasil. Também é objetivo deste trabalho, verificar o comportamento das chuvas quando se apresentam associados eventos de escalas diferentes.

2.MATERIAL E MÉTODOS

2.1 ÁREA DE ESTUDO

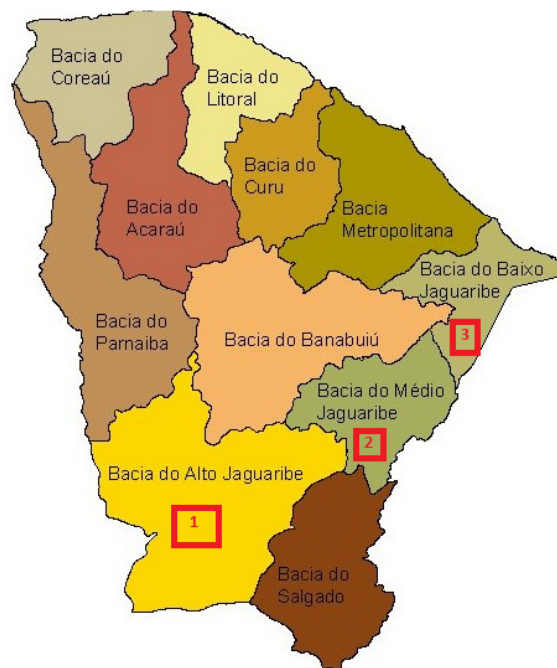
O Rio Jaguaribe (jaguar-y-pe, que vem do tupi-guarani e significa rio das onças) é o maior curso d'água do território cearense com 610 Km de extensão e o principal da Bacia hidrográfica do rio Jaguaribe, que ocupa cerca de 51,9% da área total do Estado com cerca de 75.669 de km², localizado entre as coordenadas 4°30' e 7°45' de latitude sul e 37°30' e 41°00' de longitude oeste. Tem sua nascente localizada na Serra da Joanhina, município de Tauá, no entanto o Rio passa a receber o nome de Jaguaribe, a aproximadamente 4 km da cidade de Tauá, na confluência dos Rios Carrapateira e Trici, e deságua no Oceano Atlântico entre os municípios de Aracati e Fortim.

A Bacia hidrográfica do rio Jaguaribe possui baixa perspectiva em reserva de águas subterrâneas, pois a quase totalidade de sua área situa-se em rochas cristalinas de baixo potencial hídrico. A exceção são os aquíferos da Chapada do Araripe, que formam sistemas livres, com potencial relativamente alto. A rede de drenagem possui um nítido controle estrutural, com cursos retinizados, mudanças de cursos marcantes, devido à influência de fraturamentos e falhamentos.

Os principais rios são Rio Salgado e Rio Banabuiú; Outros: Rio Cariús, Rio Sangue, Rio Palhano, Rio Jucá, Rio Conceição.

A Bacia Hidrográfica do Rio Jaguaribe (Figura 1) está subdividida em 5 Sub-Bacias, que são: Sub-Bacia Hidrográfica do Alto Jaguaribe, Sub-Bacia Hidrográfica do Médio Jaguaribe, Sub-Bacia Hidrográfica do Baixo Jaguaribe, Sub-Bacia Hidrográfica do Rio Salgado e Sub-Bacia Hidrográfica do Rio Banabuiú.

Figura 1: Bacia do rio Jaguaribe: 1 – Alto Jaguaribe, 2 – Médio Jaguaribe, 3 – Baixo Jaguaribe.



Fonte: CEARÁ, 2008 Ceará. Assembléia Legislativa do Estado do Cenário Atual dos recursos

hídricos do Ceará / Conselho de Altos Estudos e Assuntos Estratégicos, Assembléia Legislativa do Estado do Ceará; Eudoro Walter de Santana (Coordenador). – Fortaleza: INESP, 2008. 174p. : il. – (Coleção Pacto das Águas).

Compõem as sub-bacias:

- Baixo Jaguaribe: Aracati, Fortim, Icapuí, Itaíçaba, Jaguaruana, Limoeiro do Norte, Palhano, Quixeré, Russas.

- Médio Jaguaribe: Alto Santo, Dep. Irapuan Pinheiro, Ererê, Iracema, Jaguaratama, Jaguaribara, Jaguaribe, Milha, Pereiro, Potiretama, São João do Jaguaribe, Solonópoles, Tabuleiro do Norte.

- Alto Jaguaribe: Acopiara, Aiuaba, Altaneira, Antonina do Norte, Araripe, Arneiroz, Assaré, Campos Sales, Cariús, Catarina, Farias Brito, Iço, Iguatu, Jucás, Nova Olinda, Orós, Parambu, Potengi, Quixelô, Saboeiro, Salitre, Santana do Cariri, Tarrafas, Tauá

2.2 ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPAÇO-TEMPORAL DA PRECIPITAÇÃO LOCAL

Foram utilizados dados de precipitação mensal para as três sub-bacias do rio Jaguaribe: Alto, Médio e Baixo Jaguaribe, representados pelas localidades de Aracati, Jaguaribe e Arneiroz. Todos os dados foram obtidos através da Agência Nacional das Águas (ANA) disponível no site www.ana.gov.br/hidroweb no período compreendido de 1921 a 2010.

Para caracterização da variabilidade espaço-temporal da precipitação em cada região da Bacia hidrográfica foi utilizado o Índice de Anomalia de Chuva (IAC). A utilização deste índice tem se mostrado eficaz para estudos da variabilidade de precipitação em várias regiões do globo, incluindo o Nordeste brasileiro (NEB) (FREITAS, 2004; GONÇALVES *et al.*, 2006; DA SILVA, 2009).

Como justificado em Da Silva (2009), neste trabalho foi escolhido o IAC para acompanhar a variabilidade pluviométrica e não outro como o índice de Palmer (*Palmer Drought Severity Index-PDSI*), porque este último, por exemplo, é calculado com base em dados de evapotranspiração, infiltração, escoamento superficial eventual etc. e expressa uma medida para a diferença acumulada entre a precipitação normal e a precipitação necessária à evapotranspiração (HAVENS, 1969; STEILA, 1971; ALLEY, 1984; 1985; GUTTMAN, 1991). Já o IAC só necessita apenas de dados de precipitação, é simples de ser calculado e visa tornar o desvio da precipitação em relação à condição normal de diversas regiões passíveis de comparação, precisando somente de dados de precipitação.

Considerado mais coerente, foi usado o IAC anual desenvolvido e utilizado por Rooy (1965) e adaptado por Freitas (2004):

$$IAC = 3 \left[\frac{(N - \bar{N})}{(\bar{M} - \bar{N})} \right], \text{ para anomalias positivas} \quad (1)$$

$$IAC = -3 \left[\frac{(N - \bar{N})}{(\bar{X} - \bar{N})} \right], \text{ para anomalias negativas} \quad (2)$$

Em que: N = precipitação anual atual, ou seja, do ano que será gerado o IAC (mm); \bar{N} = precipitação média anual da série histórica (mm); \bar{M} = média das dez maiores precipitações anuais da série histórica (mm); \bar{X} = média das dez menores precipitações anuais da série histórica (mm); e anomalias positivas são valores acima da média e negativas, abaixo da média.

ANÁLISE DE ONDALETAS (AO)

O termo ondeleta (ou em inglês Wavelet) 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 (que representa tempo), algumas vezes chamada de *ondeleta-mãe*. As funções derivadas da *ondeleta-mãe* são denominadas *ondeletas filhas*, ou simplesmente *ondeletas*

(WENG e LAU, 1994; TORRENCE e COMPO, 1998). Esta função deve ser quadraticamente integrável dentro de um intervalo real, ou espaço $[L^2(\square)]$, ou seja, deve apresentar energia finita. Define-se matematicamente a função ondeleta numa escala a e posição b , onde a e b são valores reais, e $a > 0$, como sendo:

$$\Psi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{a}} \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad (3)$$

A transformada em ondeletas contínua da função $f(t)$ é definida pela seguinte equação:

$$(W\Psi f)(a,b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int f(t) \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (4)$$

Em que: $f(t)$ é a função que constitui a série de dados a ser analisada. O termo $1/a$ é utilizado para normalizar a energia de cada ondeleta.

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 e LAU, 1994; MORETTIN, 1999).

A função de Morlet é dada pela seguinte expressão:

$$\psi(t) = e^{i\omega_0 t} e^{-\eta^2/2} \quad (5)$$

Em que: $\eta = t/s$, onde t é o tempo, s é a escala da ondaleta e ω_0 é uma frequência não dimensional, que tem valor 6 para o caso da ondaleta de Morlet. Todos introduzidos no "script" de programação do Software Matlab.

Pode-se então variar a "escala" da ondeleta mudando sua largura. Esta é a vantagem real da AO. Ondas Morlet apresentam alta frequência enquanto gaussianas apresentam baixa frequência. Para a determinação de ciclos curtos ou longos modifica-se o tipo da onda para Morlet ou Gaussiana, respectivamente.

A maneira de mudar o tamanho total das ondeletas em relação ao tempo, as chamadas "as ondeletas escaladas" é representada como:

$$\varphi[(n'-n)\delta t / s] = (\delta t / s)^{1/2} \varphi_0[(n'-n)\delta t / s] \quad (6)$$

Em que: s é o parâmetro de "dilatação" usado para mudar a escala, e n é o parâmetro de transformação no tempo. O fator de $s-1/2$ é uma normalização para manter a energia total da Wavelet. A transformação do conjunto da onda é dada por:

$$W_n(s) = \sum_{n=0}^{N-1} x_n \varphi^*[(n'-n)\delta t / s] \quad (7)$$

Em que: o asterisco (*) denota o complexo conjugado de phi. A integral acima pode ser utilizada para valores de escalas (desde alta frequência até a mais baixa). Um retrato bidimensional da variabilidade pode então ser construído traçando a amplitude e a fase da Ondeleta.

Foi gerado um índice normalizado no intuito de extrair a variabilidade sazonal e destacar as anomalias. O índice de precipitação (Prp) para cada uma das três sub-bacias hidrográficas foi calculado para todo o período de 1921 a 2010 e se referem à média das estações de cada região de suas anomalias mensais de precipitação, normalizadas pelos respectivos desvios-padrão mensais, calculadas através de (DA SILVA, 2009):

$$AVar_{i,j} = (Var_{i,j} - \overline{Var_i} / \sigma_i) \quad (8)$$

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

TESTE DE MANN-KENDALL

Esse teste requer que as séries sejam serialmente independentes, logo um teste de correlação serial deve ser previamente aplicado (SNEYERS, 1975).

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.

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 autoregressivo, por exemplo, ou usar uma forma modificada do teste de Mann-Kendall para séries autocorrelacionadas (HAMED e RAO, 1998).

A existência de correlação serial nas séries deve ser avaliada pelo teste não paramétrico de seqüências. 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 seqüência, deve-se usar o teste de Mann-Kendall modificado para levar em conta a autocorrelação” (HAMED e RAO, 1998), mas de qualquer forma tendências significativas devem ser removidas a priori (SANSIGOLO e KAYANO, 2010).

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

$$S = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{sign}(X_i - X_j) \quad (9)$$

Em que: x_j são os dados estimados da seqüência 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 $(x_i - x_j) > 0$. O teste de Mann-Kendall é um teste normalmente usado para avaliar tendência de séries temporais de dados ambientais com bastante eficiência.

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

$$E[S] = 0 \quad (10)$$

$$Var[S] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5)}{18} \quad (11)$$

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 (ZMK) é computado pela seguinte equação:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S > 0; \\ 0 & \text{se } S = 0; \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (12)$$

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):

$$\beta = \text{Median} \left[\frac{x_j - x_i}{j - i} \right] \text{ para } i < j \quad (13)$$

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

Na Tabela 1 foram apresentados valores do Teste de Mann Kendall aplicado as sub-bacias do rio Jaguaribe. Esses valores são em função do teste de Mann Kendall que cada série de cada sub-bacia foi submetido e seus respectivos valores do teste T, que mostra se o teste de Mann Kendall é significativo estatisticamente ou não.

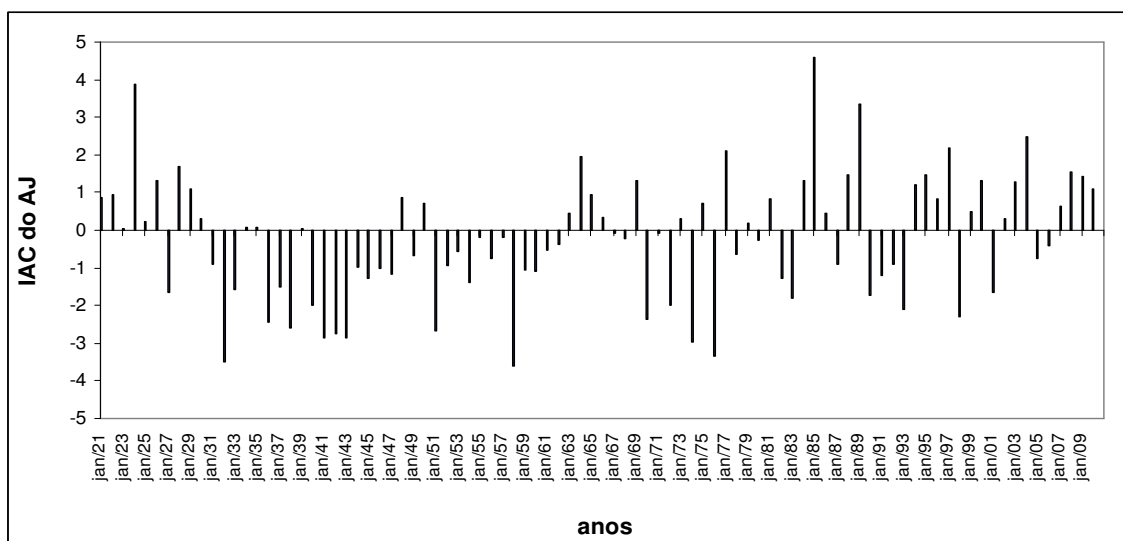
RESULTADOS E DISCUSSÃO

- VARIABILIDADE PLUVIOMÉTRICA:

Alto Jaguaribe (AJ):

Na análise do IAC do AJ (Figura 2), tem-se 40 anos chuvosos e 48 anos secos, ou seja, nas cabeceiras do AJ verificou-se maior ocorrência de anos secos que anos úmidos, diante da série utilizada aqui neste trabalho, o que não é um fato muito favorável para manutenção de recursos hídricos, principalmente nas cabeceiras do rio. Destacam-se os períodos de 1930-1947 e de 1951-1963, os quais apresentaram anos secos consecutivamente. Entretanto, entre os anos de 1964 a 2010, no AJ, observaram-se anos secos e úmidos. Notou-se também que antes de 1964 ocorreu um período mais seco (com IACs negativos) e após 1964, o IAC variou bastante entre valores negativos e positivos. Assim, o ano de 1964 pode ser considerado um ponto de “inversão” no comportamento pluviométrico local.

Figura 2: IAC anual do AJ para o período de 1921 a 2010.



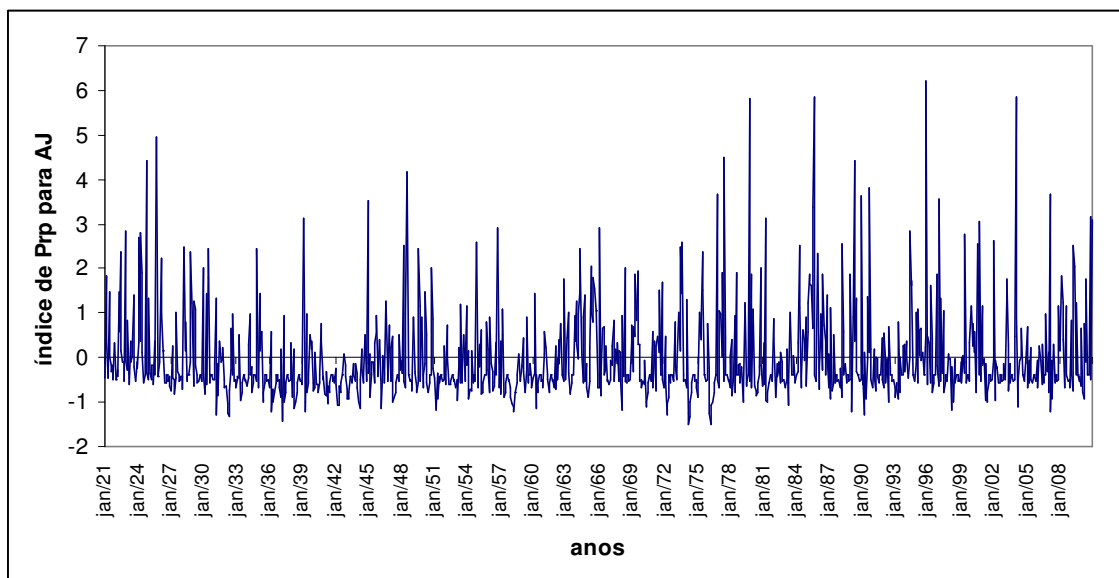
Anomalias positivas e significativas de precipitação ocorreram nos anos de 1924, 1925, 1977, 1985, 1989, 1995 e 2004, como se pode observar na Figura 3a.

Nos anos de 1924 e 1925, por exemplo, a junção de fenômenos meteorológicos de escalas distintas (sazonal, interanual, escala de 7 anos relacionada ao ENOS e as escalas decadais de 11 e 22 anos, respectivamente) fizeram o índice de precipitação (Prp) aumentar nesses anos, conforme pode ser observado nas Figuras 3a e 3b. Nos eventos de altos índices de Prp de 1977, 1979, 1985, 1989, 1995 e 2004 a junção dos mesmos fenômenos também foi observada. A escala sazonal esteve presente no restante da série e sempre associando-se à escala interanual curta. A escala interanual e a escala de 5-7 anos, relacionada ao ENOS, apresentaram-se de forma mais intensa após 1970 (Figura 3b) e a escala de 22 anos, mais fraca, após esse mesmo ano.

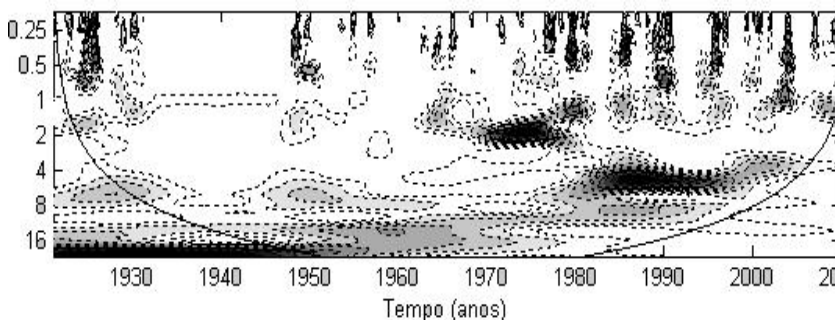
A escala temporal de 22 anos foi a escala dominante (Figura 3c) desde o início da série até 1950, seguida pela escala temporal de 7 anos, ligada ao ENOS. No entanto, ambas não são significativas estatisticamente. A escala temporal de 11 anos (cuja literatura relaciona com ciclos de manchas solares) ocorreu ao longo da série mas com menos influência sobre a série pluviométrica do AJ.

Figura 3: a) Índice precipitação Prp para AJ normalizado pelo desvio padrão para o período de 1921-2011; b) Espectro de potência de ondefeta (EPO) para o índice de Prp. 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; c) Espectro de Potência Global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

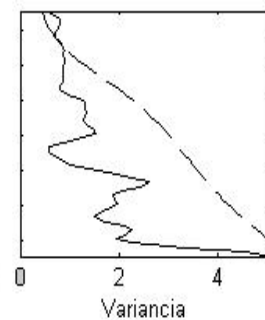
a) Índice precipitação Prp para AJ



b) EPO



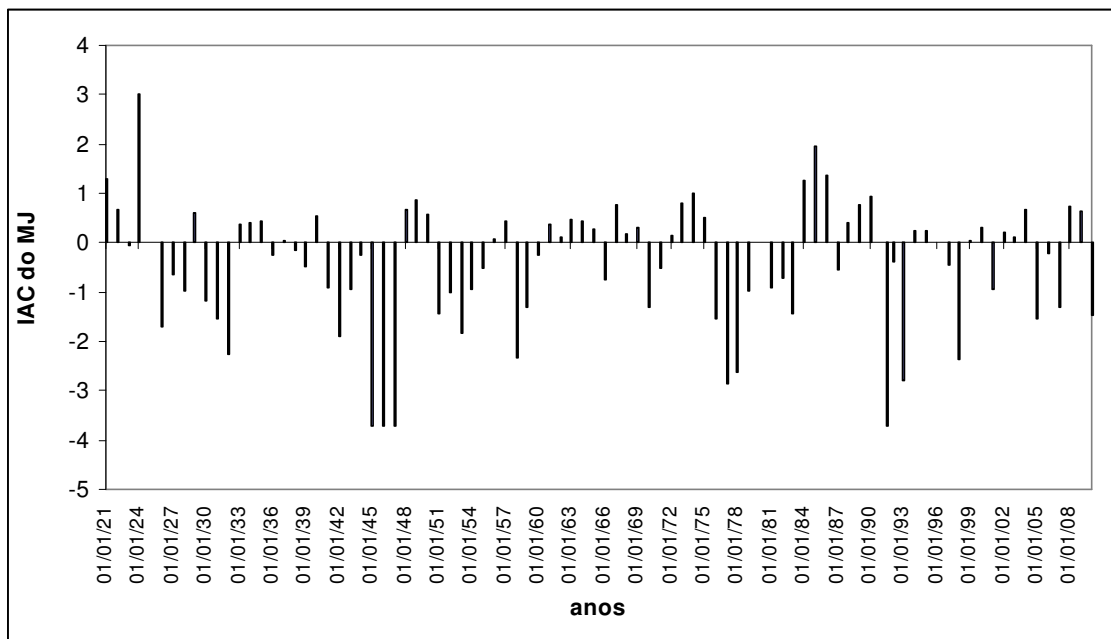
c) EPG



Médio Jaguaribe (MJ)

Na análise do IAC do MJ, tem-se 46 anos secos e 40 anos úmidos como mostra a Figura 4. Isso significa que há maior ocorrência de anos secos que anos chuvosos, o que é um fato desfavorável para manutenção dos recursos hídrico, principalmente na região do município de Jaguaribe, onde há alto índice de degradação, o que pode levar ao início do processo de desertificação. Destacam-se os períodos 1941-1950 e de 1976-1985 os quais apresentam anos secos consecutivamente. O ponto de “inversão” de 1964 também foi observado no MJ. Foram mais severos os anos secos antes de 1964, sugerindo que o período anterior seja mais seco.

Figura 4: IAC anual do MJ para o período de 1921 a 2010.



Os maiores índices de precipitação foram observados para os anos 1923, 1950, 1966, 1975, 2000 e 2005 como pode ser observado na Figura 5a.

Para as chuvas ocorridas no ano de 1923 ver-se a influência da escala sazonal, interanual entre 1-2 anos, escala de ENOS e escala decadal, ou seja, houve a junção de fenômenos ou mecanismos meteorológicos de escalas distintas que fizeram o índice de precipitação aumentar.

Nos altos índices de precipitação ocorridos em 1950 observa-se a junção das escalas sazonal, interanual curta e interanual entre 1-2 anos. Também houve influência do fenômeno ENOS escala de 5,5-7 anos, ainda neste ano observa-se uma menor influência da Oscilação Decadal do Pacífico como pode ser observado na Figura 5b.

No ano de 1966 as escalas que exerceram maior influência no aumento do índice de precipitação foram a sazonal, interanual curta e interanual entre 1-2 anos e em menor intensidade a influência do ENOS e ODP. Já no ano de 1975 observa-se com bastante nitidez a influência das quatro escalas distintas a sazonal, interanual curta, ENOS e ODP (Figura 5b).

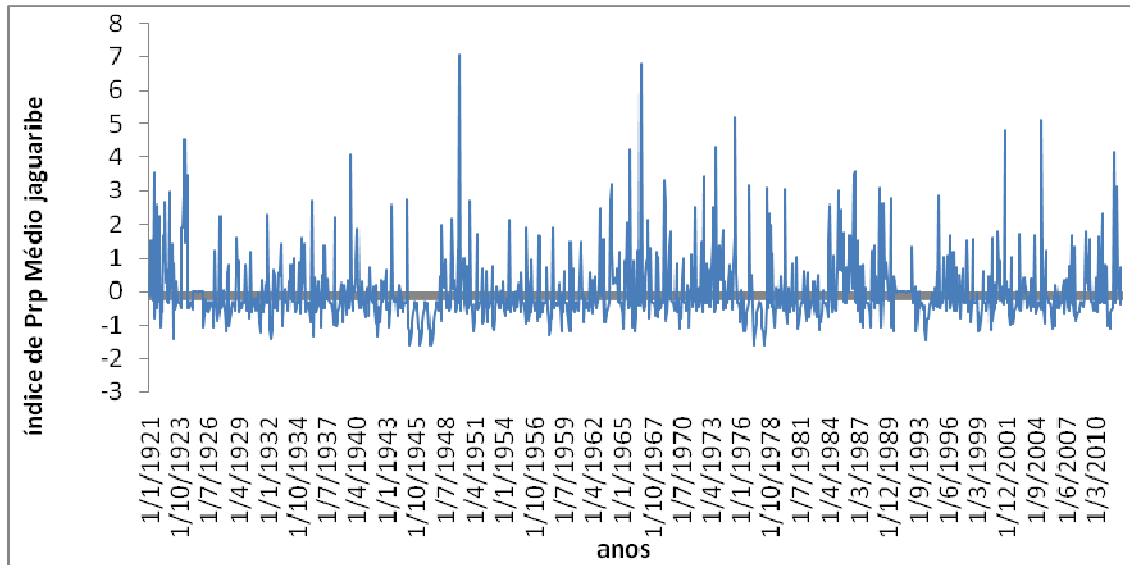
Em 2000 e 2005 destaca-se as escalas sazonal e interanual que tiveram maior influência e percebe-se que a escala decadal manifesta pouquíssima influência nestes anos.

O pico dominante para o MJ ao longo da série de 1921-2010, é notado pela escala de 22 anos, possivelmente ligados a variabilidade decadal. O pico secundário é notado na escala de 5-7anos (Figura 5c).

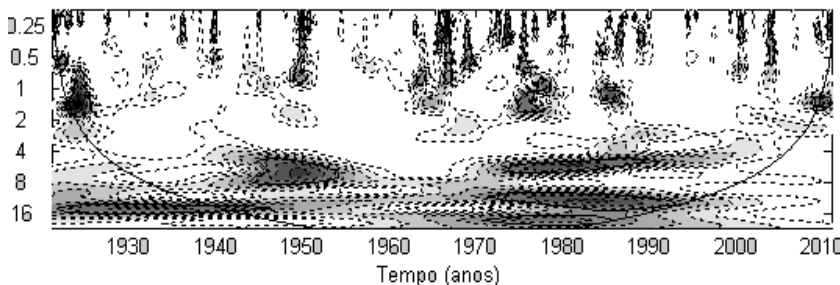
Para a bacia hidrográfica do MJ observa-se a influência direta do ENOS e ODP. Os máximos de precipitação ocorreram por causa de fenômenos e escalas meteorológicas distintas.

Figura 5: a) Índice precipitação Prp para MJ normalizado pelo desvio padrão para o período de 1921-2011; b) Espectro de potência de ondaleta (EPO) para o índice Prp. 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; c) Espectro de Potência Global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

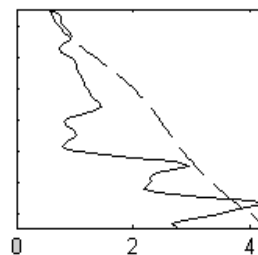
a) Índice Prp para o MJ



b) EPO



c) EPG



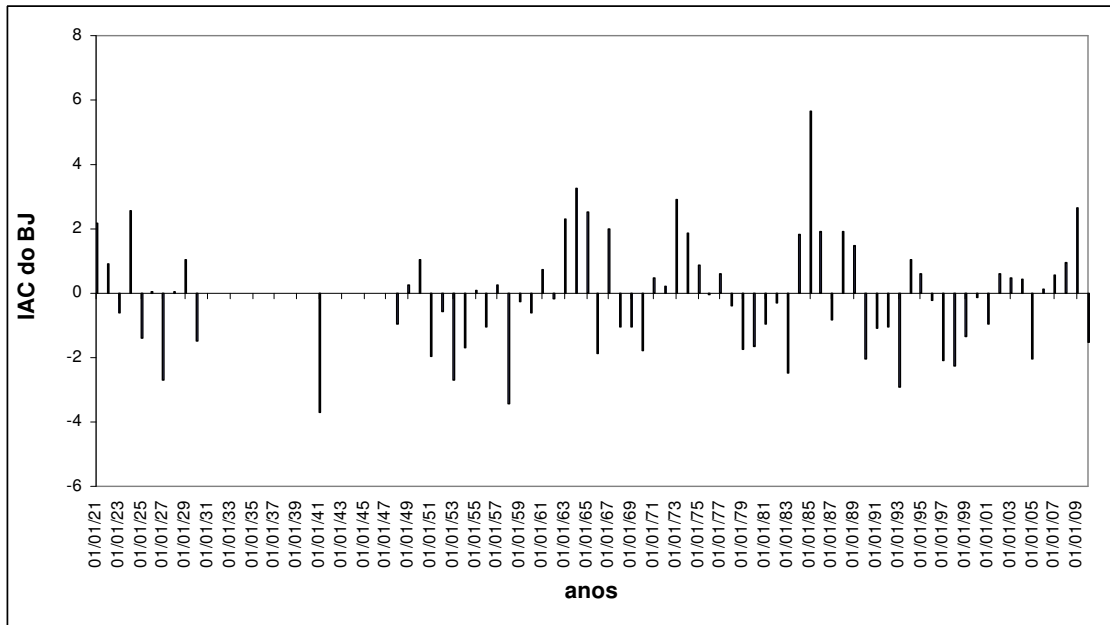
Baixo Jaguaribe (BJ)

O Baixo Jaguaribe também apresentou maior ocorrência de anos secos (38) que anos chuvosos (32) como observa-se na Figura 6, mostrando assim que climatologicamente a Bacia hidrográfica do rio Jaguaribe apresentou maior ocorrência de anos secos em toda sua extensão, em todas suas sub-bacias. O ano de 1964 também pode ser considerado como ponto de “inversão” no BJ. Após esse ano, os IACs positivos foram mais intensos e freqüentes e no período anterior a 1964, os IACs positivos foram menos freqüentes e menos intensos.

O pico dominante para o BJ, ao longo da série de 1921-2010, é notado pela escala de 11 anos como mostra a Figura 7c. Picos estatisticamente não significativos são notados na escala de de 5,5-7anos e de aproximadamente 2 anos (Figura 7c). O pico significativo da escala de 11 anos resulta de altos valores do Espectro de Potência da Ondeleita (EPO) (Figura 7b), em todo período de estudo, possivelmente ligados à variabilidade decenal. Os picos nas escalas de 2 anos e de 5,5-7 anos estão associados aos sinais do ENOS e são explicados pelos altos valores de EPO de 1960-1980 e de 1982-1988 (Figura 7a e 7b).

Antes do ano de 1948 ocorreram menos eventos de precipitação acentuadas (precipitações abaixo da média) e depois desse ano, foram maiores e mais freqüentes os eventos de anomalias de chuva no BJ.

Figura 6: IAC anual do BJ para o período de 1921 a 2010

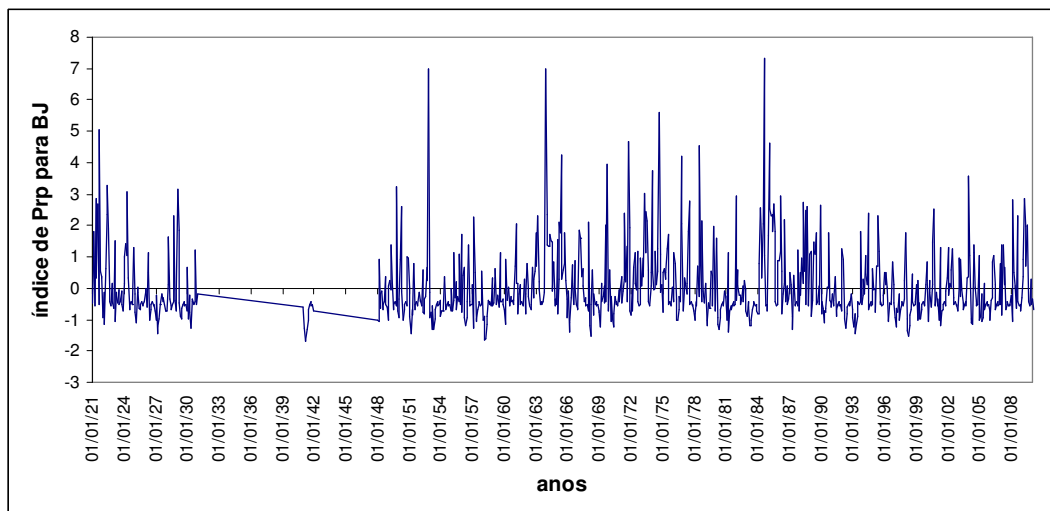


Com os máximos de precipitação ocorridos nos anos de 1952, 1963, 1965, 1973, 1978, 1984 e 1987 como pode-se observar na Figura 7a e 7b. Nos anos de 1952 e 1963, a junção de fenômenos ou mecanismos meteorológicos de escalas distintas (sazonal, interanual entre 1-2 anos, interanual curta, escala de 7 anos relacionada ao ENOS e escalas decadais de 11 e 22 anos, respectivamente) fizeram o índice de precipitação (Prp) aumentar nesses anos, conforme mostra a Figura 7a e 7b. Já, nos eventos de altos índices de Prp 1965, 1973, 1978, 1984 e 1987 a junção dos mesmos fenômenos ou mecanismos meteorológicos também foram observados, sendo que a escala de 5,5-7 anos representada pelo ENOS e a escala decenal manifestaram-se de forma mais intensa que as demais.

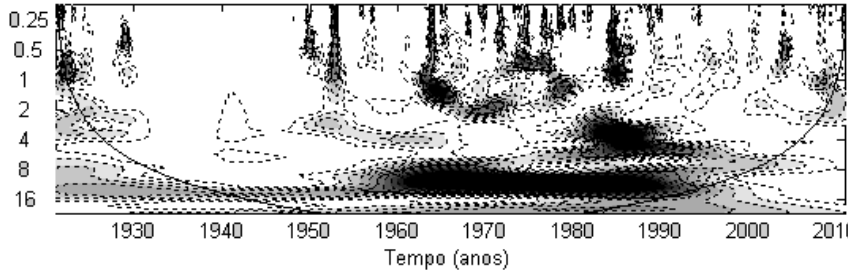
Para a bacia hidrográfica do BJ constata-se a influência direta da ODP. Os máximos de precipitação ocorrem por conta de fenômenos e escalas meteorológicas distintas.

Figura 7: a) Índice precipitação Prp para BJ normalizado pelo desvio padrão para o período de 1921-2011; b) Espectro de potência de ondaleta (EPO) para o índice Prp. 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; c) Espectro de Potência Global (EPG), com o contorno tracejado indicando que o EPG é significativo ao nível de confiança de 95%.

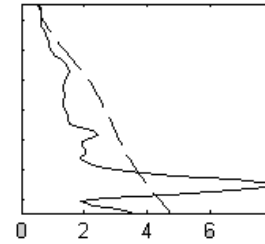
a) Índice de Prp para BJ



b) EPO



c) EPG



ANÁLISES DE TENDÊNCIAS

As tendências variaram ao longo da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe (Tabela 1 e Figuras 8 a 10). O médio Jaguaribe apresentou tendência de diminuição de precipitação ao longo da série de 90 anos, ao contrário da foz (Baixo Jaguaribe) e cabeceiras do rio (Alto Jaguaribe). O baixo Jaguaribe, no litoral, apresentou maior tendência de aumento nos totais pluviométricos, possivelmente em função da posição geográfica e do efeito de maritimidade, enquanto o efeito de continentalidade e a posição geográfica podem ter influenciado as tendências do Alto Jaguaribe não serem tão fortes como na sub-bacia anterior.

Tabela 1: Teste de Mann Kendall aplicado as sub-bacias do rio Jaguaribe

Dados analisados	Status da tendência (região do Cariri)	Teste T e tendência anual	Tendência nos 90 anos
Baixo Jaguaribe	Aumento com significância estatística	+0,53138 e tendência de +0,712355 por ano	Aumento de 64,11 mm em 90 anos
Médio Jaguaribe	Diminuição sem significância estatística	+0,397678 e tendência de -0,21273 por ano	Diminuição de 19,14 mm em 90 anos
Alto Jaguaribe	Aumento sem significância estatística	+0,212552 e tendência de +0,413912 por ano	Aumento de 37,25 mm em 90 anos

Figura 8: Tendências na precipitação do Baixo Jaguaribe

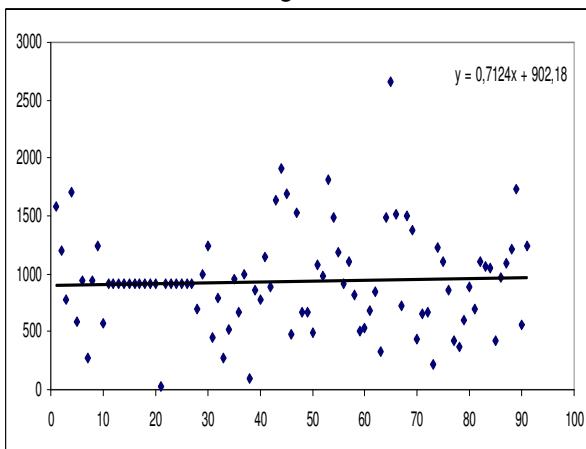
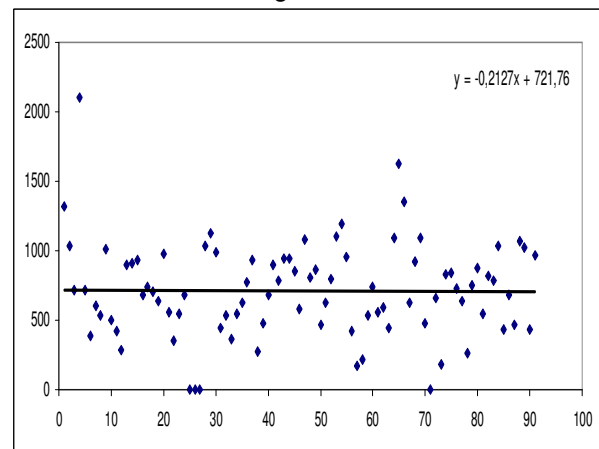


Figura 9: Tendências na precipitação do Médio Jaguaribe



Como há tendência de aumento de precipitação nas cabeceiras do rio, esse fato é positivo para agricultura e setores dos recursos hídricos. No entanto, merece atenção especial a região

central, o Médio Jaguaribe, já que nessa parte da bacia há tendência de diminuição das precipitações, mesmo que sem significância estatística, e visto que o rio, em áreas do município de Jaguaribe – Figura 11- também sofre com efeitos antrópicos sobre os recursos hídricos (assoreamento, poluição, destruição das matas ciliares, etc), degradando-os e pondo em risco a sustentabilidade dos recursos naturais locais, fato que pode explicar a diminuição das chuvas locais.

Figura 10: Tendências na precipitação do Alto Jaguaribe

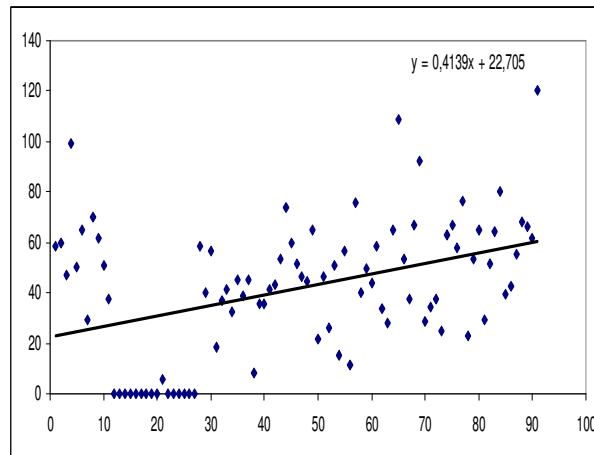
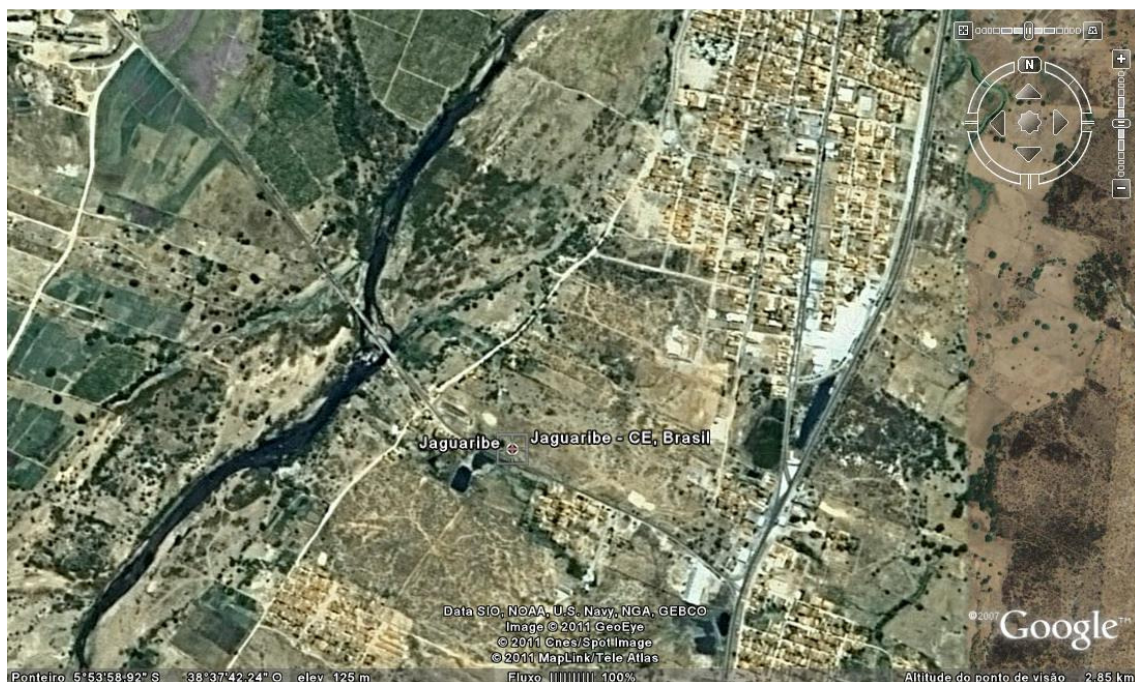


Figura 11: Imagem do município de Jaguaribe no Médio Jaguaribe.



Fonte: Google Earth (2011)

CONCLUSÕES

Com a análise dos IACs das três sub bacias, detectou-se que a predominância de anos secos ocorre em toda a bacia do rio Jaguaribe, além do fato de encontrarem-se na região semi-árida. O ano de 1964 pode ser considerado como um ponto de “inversão” no comportamento climático da bacia hidrográfica. Antes de 1964, o IAC identificou anos secos mais severos

(anomalias negativas mais intensas) e já depois de 1964, pode-se observar IAC mais intensos e positivos (anos mais úmidos).

Diante deste quadro é de extrema importância o monitoramento e estudo climático e de seus impactos na bacia hidrográfica, o que auxiliará na gestão dos recursos hídricos utilizados e necessários em várias atividades econômicas e sociais.

Verificou-se para a bacia hidrográfica do rio Jaguaribe, através da análise de ondeletas, que principalmente a variabilidade sazonal, interanual ligada ao ciclo de ENOS e a variabilidade decadal influenciaram na variabilidade pluviométrica de toda a bacia hidrográfica. Esses resultados estavam de acordo com os observados por outros autores, todos para Fortaleza, também no Ceará e região Nordeste do Brasil.

Verificou-se também que a ODP influenciou temporal e espacialmente na distribuição de chuvas em toda área de estudo, pois a escala decadal esteve presente nas três sub-bacias do rio Jaguaribe. Assim, pode-se concluir que a associação de fenômenos meteorológicos e climáticos distintos (os quais são descritos nas análises de ondeletas) com escalas temporais de ocorrência distintas são responsáveis pela variabilidade pluviométrica na principal bacia hidrográfica do Estado do Ceará.

Com auxílio do monitoramento climático, pode-se otimizar o uso múltiplo dos recursos hídricos, seja no setor agrícola, pesqueiro, social e energético.

As tendências variaram ao longo da bacia hidrográfica do rio Jaguaribe. O Baixo Jaguaribe, no litoral, apresentou maior tendência de aumento nos totais pluviométricos, possivelmente em função da posição geográfica e do efeito de maritimidade, enquanto o efeito de continentalidade e a posição geográfica podem ter influenciado as tendências do Alto Jaguaribe não serem tão fortes como na sub-bacia anterior.

Como há tendência de aumento de precipitação nas cabeceiras do rio, esse fato é positivo para agricultura e setores dos recursos hídricos. No entanto, merece atenção especial a região central, o Médio Jaguaribe, já que nessa parte da bacia há tendência de diminuição das precipitações, mesmo que sem significância estatística, e visto que o rio, nas áreas do município de Jaguaribe, também sofre com efeitos antrópicos sobre os recursos hídricos, degradando-os e pondo em risco a sustentabilidade dos recursos naturais locais.

REFERÊNCIAS

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T.; GUEDES, R. L.; OYAMA, M. D.; ALVES, M. A. S. A. 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, p.337-344, 2004.

ANDREOLI, R. V.; KAYANO, M. T. ENSO-Related Anomalies in South America and Associated Circulation Features During Warm and Cold Pacific Decadal Oscillation Regimes. **Inter. J. Climatol.**, v.25, 2017-2030, 2005.

BACK, A. J. Aplicação de análise estatística para identificação de tendências climáticas. **Pesq. agropec. Bras.**, Brasília, v. 36, n. 5, p. 717-726, maio 2001.

BERTONI, J. C. & TUCCI, C. E. M. Precipitação. In: TUCCI, C. E. M. Org. **Hidrologia: Ciência e Aplicação**, UFRGS, ABRH, Porto Alegre – RS, Cap. 5, p. 177-200. 1993.

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, 114 - 124, 2010.

DA SILVA, D. F. **Análise de aspectos climatológicos, ambientais, agroeconômicos e de seus efeitos sobre a Bacia hidrográfica do rio Mundaú (AL e PE)**. Tese de Doutorado em Recursos Naturais, 174p., UFCG(PB), março 2009.

CHU, P. S. Time and space variability of rainfall and surface circulation in the northeast Brazil – Tropical Atlantic sector, **J. Meteor. Soc. Japan**, v.26, n.2, p.363-369, 1984.

FREITAS, M. A. S. A Previsão de Secas e a Gestão Hidroenergética: O Caso da Bacia do Rio Parnaíba no Nordeste do Brasil. In: Seminário Internacional sobre Represas y Operación de

- Embalses, 2004, Puerto Iguazú. **Anais do Seminário Internacional sobre Represas y Operación de Embalses**. Puerto Iguazú: CACIER, v. 1. p. 1-1, 2004.
- FREITAS, M. A. S. Um Sistema de Suporte à Decisão para o Monitoramento de Secas Meteorológicas em Regiões Semi-Áridas. **Revista Tecnologia**, Fortaleza, v. Suplem, p. 84-95, 2005.
- GONÇALVES, W. A.; CORREIA, M. F.; ARAÚJO, L. E.; DA SILVA, D. F.; ARAÚJO, H. A. Vulnerabilidade Climática do Nordeste Brasileiro: Uma análise de eventos extremos na Zona Semi-árida da bacia hidrográfica do São Francisco, **Anais XIV Congresso Brasileiro de Meteorologia**, Florianópolis, 2006.
- HAMED, K. H.; RAO, A. R. A modified Mann-Kendall trend test for auto correlated data. **Journal of Hydrology**, 204:182-196, 1998.
- HASTENRATH, S., KACZMARCZYK, E. B. On spectra and coherence of torpical climate anomalies, **Tellus**, v.33, n.5, p.453-462,1981.
- IPCC. **Intergovernmental Panel on Climate Change**. 2001. Working Group I. Third Assessment Report. Summary for Policymakers. WMO. 17 pp. http://www.meto.gov.uk/sec5/CR_div/ipcc/wg1/WG1-SPM.pdf
- KANE, R. P.; TRIVEDI, N. B. Spectral characteristics of the annual rainfall series for northeeast Brazil, **Climate Change**, v.13,p.317-336,1988.
- KANE, R. P. El Niño and La Niña events and rainfall in NE and South Brazil, **Revista Brasileira de Geofísica**.,v.10,n.2,p.49-59,1992.
- KANE,R. P. Prediction of droughts in North-east Brazil: Role of ENSO and use of periodicities, **Internacional Journal of Climatology**, v.17, p.655-665,1997.
- KAYANO, M. T; ANDREOLI R. V. Relationsships between rainfall anomalies over northeastern Brazil and El Niño-Southern Oscillation. **Jornal of Geophysical Research**, v.111, D13102, doi: 10.1029/2005JD006142,2006.
- KENDALL, M. G. **Rank correlation measures**. Charles Griffin: London, U.K, p.220, 1975.
- MANN, H. B. **Econometrica**. The Econometric society, v.13, n.3, p.245-259, 1945.
- MARENGO J.A.; CAMARGO, C.G. Surface air temperature trends in southern Brazil for 1960-2002. Inter. **Journal of Climatology**, v. 28: 893-904, 2008.
- MEHTA, V.; DELWORTH,T. Decenal variability of the Tropical Atlantic ocean surface temperature in shipboard measurements and in a global ocean-atmosphere model, **Journal of Climate**,v.8, n.3, p. 172-190, 1995.
- MORETTIN, P. A. **Ondas e Ondaletas: Da análise de Fourier à Análise de Ondaletas**, EDUSP, 1999.
- MOURA, A.D.; SHUKLA J. On the dynamics of droughts in northeast Brazil: observations, theory and numerical experiments with a general circulation model. **Journal of the Atmospheric Sciences**,v.38, p.2653-2675,1981.
- RUSTICUCCI, M.; BARRUCAND, M. Observed trends and changes in temperature extremes over Argentina. **J. Climate** 17:4099-4107, 2004.
- SANSIGOLO, C. A.; KAYANO, M. T. Tendências nas temperaturas máximas e mínimas e nas precipitações sazonais do Rio Grande do Sul (1913-2006). **Anais**. Congresso Brasileiro de Meteorologia, 2010.
- SANTOS, D. N. **Estudo de alguns cenários climáticos para o Nordeste do Brasil**. 2008. 84f. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Universidade Federal de Campina Grande – PB. 2008.
- SERVAIN, J. Simple climate índice for the tropical Atlantic ocean and some applications. **Journal of Geophysical Research**,v. 96, n.8, p.15137-15146,1991.

- 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
- SPERBER, K. R.; HAMEED, S. Phase Locking of Nordeste precipitation with sea surface temperatures, **Geophysical Resource Letter**, v. 20, n.2, p.113-116,1993.
- SNEYERS, R. Sur l'analyse statistique des series d'observations. Genève: Organisation Météorologique Mondial, 192 pp, **OMM Note Technique**, 143, 1975.
- TORRENCE, C.; COMPO, G. P.: A partical guide to wavelet analysis. **Bullettin of the American Meteorological Society**, v.79, p.61-78,1998.
- VINCENT, L. A.; PETERSON, A T. C; BARROS, B. V. R; MARINO, C. M. B; RUSTICUCCI, D. M.; CARRASCO, C. G.; RAMIREZ, E.; ALVES, F.L.M; AMBRIZZI, T.; BERLATO, M. A.; GRIMM, A. M.; MARENGO, J. A.; MOLION, L.C.; MONCUNILL, D. F.; REBELLO, I E.; ANUNCIAÇÃO, M. Y. M. T.; QUINTANA, M. J.; SANTOS, N.J. L.; BAEZ, O.J.; BAEZ, P.B.; CORONEL, P.G.; GARCIA, Q.J; TREBEJO, S.M.; BIDEGAIN, S.M.; HAYLOCK, M. R.; KAROLYY, D. Observed trends in indices of daily temperature extremes in South America. **J Climate** 18: 5011-5023, 2005.
- VON STORCH, V.H. Misuses of statistical analysis in climate research. In HV von Storch and A Navarra (eds), **Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques**, Springe -Verlag, Berlin, 1995.
- WENG, H.; LAU, K. M. Wavelets, period doubling, and time-frequency localization with applincation to organization of convection over the Tropical Western Pacific. **Journal of the Atmospheric Sciences**, v.51, n. 17, p. 2523-2541,1994.
- YEVJEVICH, V. Probability and statistics in hydrology. Fort Collins: **Water Resources Publication**, 1972. 276 p.
- ZHANG,Y.; WALLACE, J. M.; BATTISTI, D. ENSO-like interdecenal variability: 1900-93, **Journal of Climate**, v.10, p.1004-1020, 1997.