

Análise de Tendências e Padrões de Variação das Séries Históricas de Vazões do Operador Nacional do Sistema (ONS)

Bruno Costa Castro Alves*, Francisco de Assis de Souza Filho*, Cleiton da Silva Silveira*

brunocastroalves@ymail.com; cleitonsilveira16@yahoo.com.br

Recebido: 09/06/11 - revisado: 05/12/11 - aceito: 06/08/13

RESUMO

Este estudo tem por objetivo avaliar as possíveis tendências em séries históricas de vazões nos postos do Operador Nacional do Sistema (ONS). Para tanto, foram utilizados os métodos clássicos (média e mediana móvel, regressão linear e regressão local Lowess e Mann-Kendall-Sen), a análise da transformada em ondeletas (Wavelet) e estudo de cheias. Os resultados mostraram uma tendência positiva nas vazões dos postos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, e negativa nas dos postos do Nordeste. Identificou-se, ainda, na maioria dos postos analisados, uma correlação positiva entre o índice de Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) e as mudanças de patamar de vazões máximas, e uma correlação negativa entre o Índice de Oscilação Sul (IOS) e as mudanças de patamar de vazões máximas.

Palavras-chave: Estudos de séries temporais. Recursos hídricos. Vazão de água.

INTRODUÇÃO

A análise de tendências em séries temporais de vazão é extremamente importante para a gestão dos recursos hídricos. Geralmente, os sistemas de recursos hídricos são projetados e operados a partir da hipótese da estacionariedade estatística das séries históricas. Entretanto, essa suposição pode ser inválida no contexto da variabilidade climática decadal e das mudanças no uso e ocupação do solo. A hipótese da estacionariedade das séries deve ser verificada, e, nos sistemas de recursos hídricos em que ela não for válida, devem ser avaliados os possíveis impactos oriundos da não-estacionariedade.

O setor elétrico brasileiro possui uma capacidade instalada de empreendimentos em operação de 125.252.000 MW, sendo que 82.345.591 MW (65,7%) correspondem ao setor hidroelétrico (ANEEL, [2012]). A hegemonia da hidroeletricidade na matriz de energia elétrica brasileira impõe cautelosa análise do regime fluvial e seus padrões de variação temporal, haja vista o significativo impacto que essas variações podem produzir na oferta de energia e, conseqüentemente, em toda a economia nacional.

Diversos autores avaliaram a tendência na precipitação total no Brasil para séries observadas durante o século XX. Por exemplo, Haylock et al. (2006) fizeram uma análise da precipitação sobre a América do Sul, e observaram uma tendência de aumento do total anual de chuvas sobre o Nordeste do Brasil (NEB). O estudo realizado por Santos e Britto (2007), utilizando índices de extremos climáticos e correlacionando-os com as anomalias de temperatura da superfície do mar (TSM) também mostraram uma tendência de aumento da precipitação total anual nos territórios da Paraíba e do Rio Grande do Norte. Costa dos Santos et al. (2009) identificaram tendências de aumento de precipitação para o território do Ceará.

Segundo Marengo e Valverde (2007), na Amazônia não foram verificadas tendências significativas nas chuvas ou vazões, ainda que o desmatamento tenha aumentado significativamente nos últimos 20 anos. Observaram-se algumas mudanças sistemáticas de chuvas e dos componentes do balanço hidrológico desde o biênio 1975-1976, o que pode associar-se mais a mudanças decenais com períodos de 20-30 anos do que a uma tendência sistemática unidirecional de queda ou aumento de longo prazo (COSTA; FOLEY, 1999; CURTIS; HASTENRATH, 1999; DIAS DE PAIVA; CLARKE, 1995; MARENGO et al., 2004; MARENGO et al., 2001).

O Rio Prata-Paraná apresentou uma tendência de queda nas vazões no período de 1901 a 1970 e um aumento sistemático desde o início dos

*Universidade Federal do Ceará (UFC)

anos 1970 até o presente, consistente com o aumento das precipitações observado (HULME; SHEARD, 1999). A bacia do Rio Paraná, que drena os estados do Sul e parte do Paraguai, tem apresentado um considerável aumento de vazão nas últimas décadas. A região do Pantanal também faz parte dessa bacia, de modo que qualquer alteração na vazão dos rios mencionados tem implicações diretas na capacidade de armazenamento desse enorme reservatório natural. As vazões aumentaram aproximadamente 15% desde a década de 1960, sendo essa elevação consistente com os crescentes valores da precipitação observados na bacia (BARROS; CASTANEDA; DOYLE, 1999; GARCIA; VARGAS, 1998; MARENGO; TOMASELLA; UVO, 1998; MARENGO, 2009).

Entretanto, tais tendências podem estar associadas não só a mudanças climáticas e/ou alterações no uso do solo, mas também a flutuações naturais dessa grandeza que tem ocorrido naturalmente durante milhões de anos, ou, por vezes, mais bruscamente, em décadas ou anos.

Estudos sobre variabilidade e mudanças no clima possibilitaram observar que as variações do regime de chuvas apresentam maiores sinais de ciclos interdecadais do que tendências de aumento ou redução de precipitações sobre o NEB (MARENGO; VALVERDE, 2007). Segundo Marengo e Valverde (2007), as precipitações e as vazões fluviais na Amazônia e no Nordeste apresentam uma variabilidade nas escalas interanual e interdecadal mais importante do que tendências de aumento ou redução. Essa variabilidade está associada a padrões de variação da mesma escala de tempo nos oceanos Atlântico Pacífico (GRIMM; FERRAZ; DOYLE., 2000; KANE, 1992; NOBRE; SHUKLA, 1996), como a variabilidade interanual associada ao El Niño, à Oscilação Sul, ao Enso, ou à Oscilação Decadal do Pacífico (ODP), à Oscilação do Atlântico (OAN) e à variabilidade do Atlântico Tropical e do Atlântico Sul (MARENGO; VALVERDE, 2007).

Alguns estudos mostram ainda a não-estacionariedade de séries temporais, como por exemplo o de Muller, Kruger e Kaviski (1998), que, ao analisar a série histórica de vazões da bacia do Rio Paraná, destacou que: (1) as séries de vazões naturais dos rios Tietê, Paranapanema e Paraná (a jusante do Rio Grande) não são estacionárias, apresentando aumento de vazões médias após o ano 1970; (2) a taxa de aumento das vazões médias cresce de montante para jusante; (3) os postos pluviométricos nas bacias dos rios Grande, Tietê e Paranapanema também apresentam não-estacionariedade; e (4) somente a bacia do Rio Paranaíba manteve a

estacionariedade de vazões para todo o período de análise.

A não-estacionariedade das séries de vazões pode estar associada às forçantes climáticas e não climáticas. A influência das forçantes climáticas globais sobre as variáveis hidrológicas em uma bacia hidrográfica encontra uma ampla documentação na literatura. Diversos estudos (KAYANO et al., 1988; KOUSKY; CAVALCANTI, 1984; ROPELEWSKI; HALPERT, 1987, 1989) mostram que as condições de temperatura da superfície do mar no Oceano Pacífico na região do El Niño influenciam, através da circulação de Walker (WALKER, 1928), o regime hidrológico do Nordeste e do Sul do Brasil e do Leste da Amazônia. O Oceano Atlântico, também, influencia o regime de precipitações, notadamente no Nordeste do Brasil (MOURA; SHUKLA, 1981; SERVAIN, 1991).

A análise da não-estacionariedade das séries hidrológicas demanda informações sobre tendências e padrões de variação de baixa frequência do clima (décadas a séculos). O clima das próximas décadas depende tanto de variações climáticas naturais como das forças antropogênicas. Previsões climáticas decadais devem tentar cobrir a lacuna entre a previsão sazonal/interanual com prazos de dois anos ou menos e projeções de mudanças climáticas de um século à frente (CANE, 2010). Não há nenhuma teoria amplamente aceita para esse tipo de previsão, nem se sabe se a sua evolução passada é a chave para seu futuro (CANE, 2010). Entretanto, como a extensão de registros tem aumentado, os hidrólogos tomaram consciência da estrutura de baixa frequência do clima (por exemplo, oscilações Enso, ODP e OAN) e têm procurado desenvolver cenários de vazões considerando essa variabilidade (DETTINGER; GHIL; KEPPENE, 1995; GHIL; VAUTARD, 1991; KEPPENE; GHIL, 1992; KEPPENE; LALL, 1996; KWON; LALL; KHALIL, 2007; LALL; MANN, 1995; MANN; PARK, 1994, 1996; SOUZA FILHO; LALL; PORTO, 2008).

Este artigo se propõe a analisar as tendências e os padrões de variação das séries históricas de vazões naturalizadas médias mensais e de vazões naturalizadas diárias, disponibilizadas pelo ONS. Este estudo utiliza métodos clássicos de detecção de tendências e propõe uma metodologia baseada na análise da transformada em ondeletas, para identificar tendências e padrões de variação das séries de vazões. De forma complementar, é analisada a cheia de recorrência centenária, para se verificar se os eventos extremos possuem os mesmos padrões de variação de baixa frequência do escoamento médio. Finalmente procura-se identificar se a variabilidade

de alta frequência observada está associada a algum processo climático.

METODOLOGIA

A metodologia empregada no presente estudo é descrita neste tópico em três momentos. Inicialmente descreve-se como foi feita a análise de tendência e variabilidade pelo método clássico e com auxílio da análise da transformada em ondeletas. Em seguida, é descrito o método de cálculo das vazões extremas; e, finalmente, são apresentados alguns processos climáticos e índices a eles associados, com vistas à identificação de similaridade no padrão de ocorrência dos mesmos e das vazões.

As séries históricas de vazões são disponibilizadas pelo ONS (2011). Foram analisadas as vazões médias anuais e vazões máximas diárias anuais dessas séries. A mesma metodologia foi aplicada em 192 postos, no caso das vazões médias, e em 143 postos, no caso das vazões máximas, em todas as regiões do Brasil. O quadro 1 apresenta a relação dos postos analisados.

As técnicas estatísticas mais utilizadas para a análise de tendência de séries hidrológicas são o teste de Mann-Kendall com o método de Sen e o de Regressão Linear, como afirmam Alexandre, Baptista e Naghettini (2010). Além dessas, foram utilizadas a Regressão Local Lowess (LOcally WEighted Scatterplot Smoothing), as médias e medianas móveis de 10 anos das vazões médias anuais e a análise da transformada em ondeletas.

Adicionalmente, procedeu-se a uma análise das vazões de extremos utilizando-se a distribuição de Gumbel ajustada a uma janela móvel na série de 10 anos, com vistas à detecção dos padrões de variabilidade ou mudança.

Avaliação de tendências

Quanto à abordagem, as metodologias de avaliação de tendência/variabilidade podem ser distribuídas em dois grupos: Métodos Clássicos e Métodos Modernos.

Neste estudo, foram utilizados os seguintes métodos clássicos: média móvel, mediana móvel, Regressão Linear, Mann-Kendall-Sen e Regressão Local Lowess. Dentre os métodos modernos, utilizou-se a análise da transformada em ondeletas (*wavelets*).

Métodos clássicos

Os testes estatísticos podem ser classificados em paramétricos e não-paramétricos (NAGHETTINI; PINTO, 2007). Os testes paramétricos se baseiam na hipótese de que os dados amostrais foram obtidos a partir de uma população cuja distribuição seja conhecida ou previamente especificada. Já os testes não-paramétricos não requerem a especificação do modelo distributivo da população, sendo formulados com base nas características da amostra. Segundo Xu, Takeuchi e Ishidaira (2003), os testes não-paramétricos são mais robustos.

Ainda segundo Xu, Takeuchi e Ishidaira (2003), a utilização de testes paramétricos e não-paramétricos depende das características dos dados em que se está trabalhando.

Para representar a série de vazões em uma janela temporal, foram utilizadas duas medidas de tendência central: a média e a mediana. Diferentemente da média, a mediana é pouco influenciada pelos valores extremos (*outliers*). A média e a mediana móvel foram aplicadas a uma janela temporal de 10 anos, de forma a verificar padrões de variabilidade multidecadais (baixa frequência) das séries de vazões.

Outra técnica utilizada para a estimativa de tendência foi a regressão linear. Nesse caso, o modelo de regressão linear dado pela Equação (1) é ajustado à série histórica (HELSEL; HIRSCH, 2002), e o valor de β_1 representa o valor da tendência. Como recomendado por Naghettini e Pinto (2007), utilizou-se o método dos mínimos quadrados para o ajuste da regressão. Para o teste de hipótese do coeficiente β_1 , a hipótese nula H_0 ocorre na ausência de tendência na série histórica, e a hipótese não nula (H_1) ocorre quando existe uma tendência na série, segundo Xu, Takeuchi e Ishidaira (2003).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Para $i = 1, 2, 3, \dots, n$.

Onde: y_i é a i -ésima observação da variável dependente; x_i é a i -ésima observação da variável independente; β_0 é a interceptador; β_1 é a inclinação; ε_i é o erro aleatório ou residual para a i -ésima observação; e n é o tamanho da amostra.

O erro ε_i representa a variabilidade de y não explicada por x , que nesse modelo possui média igual a zero e variância (σ^2) constante.

A regressão linear tem o inconveniente de o valor calculado para a tendência β_1 poder ser significativamente influenciado pelos valores iniciais e

Quadro 1 – Postos do Operador Nacional do Sistema (ONS) Analisados

Nome do Posto (Código do Posto)		
CAMARGOS (1)	SALTO PILÃO (101)	CAMPOS NOVOS (216)
ITUTINGA (2)	SÃO JOSÉ (102)	MACHADINHO (217)
FURNAS (6)	PASSO SÃO JOÃO (103)	MONJOLINHO (220)
MASCARENHAS DE MORAES (7)	TRAIÇÃO (104)	SALTO CAXIAS (222)
ESTREITO (8)	PEDREIRA (109)	BARRA BONITA (237)
JAGUARA (9)	ERNESTINA (110)	A.S. LIMA (238)
IGARAPAVA (10)	PASSO REAL (111)	IBITINGA (239)
VOLTA GRANDE (11)	JACUÍ (112)	PROMISSÃO (240)
PORTO COLÔMBIA (12)	ITAUBA (113)	SALTO VERDINHO (241)
CACONDE (14)	DONA FRANCISCA (114)	NOVA AVANHANDAVA (242)
EUCLIDES DA CUNHA (15)	GOVERNADOR PARIGOT DE SOUZA (115)	TRÊS IRMÃOS (245)
A.S.OLIVEIRA (16)	PEDRAS (116)	ILHA SOLTEIRA EQUIVALENTE (244)
MARIMBONDO (17)	GUARAPIRANGA (117)	JUPIÁ (245)
ÁGUA VERMELHA (18)	BILLINGS (118)	PORTO PRIMAVERA (246)
BATALHA (22)	BILLINGS+PEDRAS (119)	CAÇU (247)
CORUMBÁ III (23)	JAGUARI (120)	BARRA DOS COQUEIROS (248)
EMBORCAÇÃO (24)	PARAIBUNA (121)	OURINHOS (249)
NOVA PONTE (25)	SANTA BRANCA (122)	SERRA DO FACÃO (251)
CAPIM BRANCO II (28)	FUNIL (123)	SÃO SALVADOR (253)
ITUMBIARA (31)	STA CECILIA (125)	PEDRA DO CAVALO (254)
CACHOEIRA DOURADA (32)	SIMPLÍCIO (127)	IRAPÉ (255)
SÃO SIMÃO (33)	SIMPLÍCIO (129)	PEIXE ANGICAL (257)
ILHA SOLTEIRA (34)	ILHA DOS POMBOS (130)	MURTA (258)
BARRA BONITA ARTIFICIAL (37)	NILO PEÇANHA ARTIFICIAL (131)	ITIQUIRA I e II (259)
A.S. LIMA ARTIFICIAL (38)	LAJES ARTIFICIAL (132)	FOZ DO RIO CLARO (261)
IBITINGA ARTIFICIAL (39)	SALTO GRANDE (134)	GUILMAN-AMORIM (262)
PROMISSÃO ARTIFICIAL (40)	BAGUARI (141)	PORTO ESTRELA (263)
NOVA AVANHANDAVA ARTIFICIAL (42)	MASCARENHAS (144)	ITAIPU (266)
TRÊS IRMÃOS ARTIFICIAL (43)	RODONON 2 (145)	BAÚ I (267)
ILHA SOLTEIRA EQUIVALENTE ARTIFICIAL (44)	AIMORÉS (148)	BALBINA (269)
JUPIÁ ARTIFICIAL (45)	CANDONGA (149)	SERRA DA MESA (270)
PORTO PRIMAVERA ARTIFICIAL (46)	SÃO DOMINGOS (154)	ESTREITO TOCANTINS (271)
A.A. LAYDNER (47)	RETIRO BAIXO (155)	LAJEADO (273)
PIRAJU (48)	TRÊS MARIAS (156)	SERRA QUEBRADA (274)
CHAVANTES (49)	QUEIMADO (158)	TUCURUI (275)
LUCAS NOGUEIRA GARCEZ (50)	ALTO TIETÊ (160)	SANTA ISABEL (276)
CANOAIS II (51)	EDGARD DE SOUZA COM TRIBUTÁRIOS (161)	CURUÁ-UNA (277)
CANOAIS I (52)	EDGARD DE SOUZA SEM TRIBUTÁRIOS (164)	MANSO (278)
MAUÁ (57)	SOBRADINHO INCREMENTAL (168)	SAMUEL (279)
SÃO JERÔNIMO (58)	SOBRADINHO (169)	COARACY NUNES (280)
CAPIVARA (61)	ITAPARICA (172)	PONTE DE PEDRA (281)
TAQUARUÇU (62)	MOXOTÓ (173)	OLHO D'ÁGUA (282)
ROSANA (63)	PAULO AFONSO (175)	SANTA CLARA MG (283)
SALTO GRANDE CHOPIM (65)	COMPLEXO PAULO AFONSO/MOXOTÓ (176)	14 DE JULHO (284)
ITAIPU ARTIFICIAL (66)	XINGÓ (178)	JIRAU (285)
DESVIO JORDÃO ARTIFICIAL (70)	ANTÔNIO DIAS + SÁ CARVALHO (183)	QUEBRA QUEIXO (286)
SANTA CLARA PR (71)	COUTO MAGALHÃES (187)	SANTO ANTONIO (287)
FUNDÃO (72)	ITAPEBI (188)	ITUMIRIM (289)
DESVIO JORDAO (73)	BOA ESPERANÇA (190)	DARDANELOS (291)
FOZ DO AREIA (74)	CANA BRAVA (191)	SALTO (294)
[SEGREDO + DESVIO] ARTIFICIAL (75)	ROSAL (196)	JAURU (295)
SEGREDO (76)	PICADA (197)	GUAPORÉ (296)
SALTO SANTIAGO (77)	SOBRAGI (198)	SANTA CECÍLIA BOMBEAMENTO (298)
SALTO OSORIO (78)	ITAOCARA (199)	ILHA DOS POMBOS ARTIFICIAL (299)
SÃO JOÃO (80)	TOCOS (201)	POSTO NULO (300)
BAIXO IGUAÇU (81)	LAJES/P.PASSOS/FONTES NOVA (202)	FONTES ARTIFICIAL (303)
CACHOEIRINHA (83)	SANTANA (203)	SANTANA VERTIMENTO (304)
ITÁ (92)	CORUMBÁ IV (205)	PEREIRA PASSOS ARTIFICIAL (306)
PASSO FUNDO (93)	MIRANDA (206)	ITAGUAÇU (313)
FOZ DO CHAPECÓ (94)	CAPIM BRANCO I (207)	SANTANA ARTIFICIAL (315)
MONTE CLARO (97)	CORUMBÁ I (209)	VIGARIO ARTIFICIAL (316)
CASTRO ALVES (98)	FUNIL-GRANDE (211)	TOCOS VERTIMENTO (317)
ESPORA (99)	PAI QUERÉ (213)	HENRY BORDEN ARTIFICIAL (318)
CUBATÃO-SUL (100)	BARRA GRANDE (215)	BILLINGS ARTIFICIAL (319)

finais da série, podendo-se identificar tendências onde há flutuações. Uma forma de corrigir esse problema é a utilização do método não-paramétrico desenvolvido por Sen (1968 apud KAHYA; KALAYCI, 2004) para o cálculo da declividade (mudança por unidade de tempo) da série temporal.

No método de Sen são computadas as declividades de N pares de dados, através da equação (2):

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{(j - k)} \quad (2)$$

Para $i = 1, 2, 3, \dots, N$.

Onde: x_j e x_k são os valores de x nos períodos j e k , com $j > k$. A mediana dos N valores de Q_i será a declividade de Sen. Se houver apenas uma referência em cada período de tempo, então o número de pares de dados pode ser estimado pela equação (3).

$$N = \frac{n(n-1)}{2} \quad (3)$$

Onde: n é o tamanho da série. Se N for ímpar, a declividade de Sen será:

$$Q_{mediana} = Q_{(N+1)/2} \quad (4)$$

Se N for par, a declividade de Sen será:

$$Q_{mediana} = \frac{[Q_{(N)/2} + Q_{(N+2)/2}]}{2} \quad (5)$$

O valor de $Q_{mediana}$ é então testado através de um teste bicaudal com grau de confiança de $100(1 - a)\%$, sendo a declividade estimada obtida por meio de um teste não-paramétrico (KAHYA; KALAYCI, 2004).

O teste de tendência de Mann-Kendall (KENDALL, 1975; KENDALL; GIBBONS, 1990; MANN, 1945) é um dos mais utilizados na avaliação de tendências de séries históricas naturais que se distanciam da distribuição normal, como a de qualidade da água, vazões, temperatura e precipitação (HAMED, 2009).

No teste de Mann-Kendall, também conhecido por *Kendall's tau* (KAHYA; KALAYCI, 2004), assume-se que os dados estão aleatoriamente distribuídos, como é o caso das séries históricas naturais.

O teste estatístico de Mann-Kendall, S , é aplicado para um grande número de diferentes ordenações (permutações) aleatórias do conjunto de dados. O teste estatístico para os dados originais é, então, comparado com a distribuição do teste

estatístico obtido dos dados permutados, obtendo-se o nível de significância para essa distribuição. A lógica por trás dessa abordagem é que no caso da hipótese nula, ou seja, de não existir uma tendência no conjunto de dados, cada ordenamento dos dados é igualmente provável. O teste estatístico é dado por (BURN *et al.*, 2002):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n Sgn(x_j - x_i) \quad (6)$$

Onde: x_i e x_j são valores sequenciais; n é o tamanho da série; e Sgn é a função sinal, dada por (BURN *et al.*, 2002):

$$Sgn(x) = \begin{cases} +1 & \text{se } x > 0 \\ 0 & \text{se } x = 0 \\ -1 & \text{se } x < 0 \end{cases} \quad (7)$$

O teste de Mann-Kendall possui dois parâmetros importantes para a análise de tendência: o nível de significância a e a declividade β (BURN; ELNUR, 2002).

A declividade β é determinada por:

$$\beta = \text{Mediana} \left[\frac{(x - x_i)}{(j - i)} \right] \quad (8)$$

Para todo $i < j$.

O método Lowess (CLEVELAND, 1979) é um dos mais flexíveis e utilizados algoritmos de suavização (HELSEL; HIRSCH, [2002]). Ele combina a simplicidade da regressão linear através do método dos mínimos quadrados com a flexibilidade da regressão não-linear. O método consiste na suavização por meio de sucessivos ajustes de retas de mínimos quadrados ponderados, através de uma função peso (ou Kernel). Ajusta-se, então, uma reta aos pontos do subconjunto (janela temporal), da forma a saber:

$$Z = a + bt + \varepsilon \quad (9)$$

Os valores a e b são estimados pelos valores que minimizam a função:

$$\sum_{k=1}^N h_j(t_k) (Z_k - a - bt_k)^2 \quad (10)$$

Onde: N é o número de períodos da série; e $h_j(t_k)$ é uma função peso que, para cada subconjunto de dados j , é dada por:

$$h_j(t_k) = \left(\frac{t_j - t_k}{d_j} \right) \quad (11)$$

Onde: d_j é a janela de análise (igual a 20 anos neste estudo); t_k é um ponto do conjunto de dados; e t_j é o ponto no qual se deseja efetuar a regressão.

A função peso utilizada neste estudo foi a tri-cúbica, dada por (MORETTIN & TOLOI, 2006):

$$h(u) = \begin{cases} (1 - |u|^3)^3 & \text{se } |u| < 1 \\ 0 & \text{se } |u| > 1 \end{cases} \quad (12)$$

Assim, os valores suavizados são dados por (MORETTIN; TOLOI, 2006):

$$\hat{Z}_j = \hat{a} + \hat{b}t_j \quad (13)$$

Análise da transformada em ondeletas

A análise da transformada em ondeletas (*wavelets*) vem se tornando uma ferramenta bastante utilizada para a análise de variações locais de séries temporais, uma vez que os sistemas físicos apresentam características não-estacionárias de várias frequências (BOLZAN, 2004). A decomposição dessas séries em espaços de tempo-frequência possibilita a determinação dos modos dominantes de variabilidade, bem como a variação desses modos no tempo (TORRENCE & COMPO, 1998).

O método das ondeletas assemelha-se ao método de Fourier, ao decompor a série temporal em uma série de funções ortogonais. As funções da série de Fourier (seno e cosseno) têm seu domínio nos números reais, enfrentando dificuldade para capturar mudanças temporais na intensidade do sinal de uma dada frequência. As ondeletas têm seu domínio em uma janela temporal finita e definida, o que possibilita superar essa dificuldade do método de Fourier (BOLZAN, 2004). Para uma visualização mais nítida do método das ondeletas, em comparação ao usual Fourier, descreve-se inicialmente este, para em seguida apresentar o das ondeletas.

Em 1827, Joseph Fourier afirmou (BOLZAN, 2004), na sua teoria de análise de frequências, que qualquer função periódica $f(x)$ é a somatória de:

$$f(x) = a_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (a_k \cos(kx) + b_k \sin(kx)) \quad (14)$$

Onde: a_0 , a_k e b_k são constantes dadas por:

$$a_0 = \frac{2}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) dx \quad (15)$$

$$a_k = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \cos(kx) dx \quad (16)$$

$$b_k = \frac{2}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \sin(kx) dx \quad (17)$$

A transformada de Fourier pode ser considerada um limite de uma combinação linear infinita de ondas senoidais. Uma função aperiódica pode ser considerada o caso limite de uma função periódica, cujo período tende ao infinito. Assim, pode-se representar uma série temporal como (BOLZAN, 2004):

$$f(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} F(\omega) e^{i\omega t} d\omega \quad (18)$$

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt \quad (19)$$

A análise em ondeletas consiste em decompor um sinal em diferentes níveis de resolução, processo esse conhecido como multirresolução (BOLZAN, 2004).

Ainda segundo Bolzan (2004), a expansão em série de ondeletas e a transformada são dadas por:

$$\langle f, \Psi_{a,b} \rangle = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \Psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (20)$$

Onde: $\Psi(t)$ é a função base geradora simples; a é a variável de dilatação; b é a variável de translação; e t é o tempo.

O termo ondeleta refere-se a um conjunto de funções com forma de pequenas ondas, geradas por dilatações e translações, de uma função base geradora (BOLZAN, 2004).

Existem dois tipos básicos de funções ondeletas: ondeletas contínuas e ondeletas discretas. Dentre as ondeletas contínuas, a mais comum (MOURA; SANTOS; SILVA, 2010), e utilizada neste estudo, foi a ondeleta de Morlet, dada por (TORRENCE; COMPO, 1998):

$$\Psi_0(\eta) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 \eta} e^{-\eta^2/2} \quad (21)$$

Onde: ω_0 é a frequência adimensional, que, no caso da ondeleta de Morlet, é igual a seis (MOURA; SANTOS; SILVA, 2010), de forma a satisfazer a condição de admissibilidade; e η é o parâmetro adimensional do tempo.

Neste estudo, foram utilizadas três bandas: uma de alta frequência, de um a oito anos; uma de média frequência, de nove a 40 anos; e uma de baixa frequência, de mais de 40 anos.

As ondeletas são funções ortogonais, e, portanto, as suas bandas também o são, de modo que a correlação entre elas não é significativa. Assim, usufruindo-se dessa ortogonalidade, pode-se obter a banda de baixa frequência, através da equação:

$$R(i) = Q(i) - Q_1(i) - Q_2(i) \quad (22)$$

Onde: $Q(i)$ é o valor da vazão média no ano i ; $Q_1(i)$ é o valor da banda de alta frequência (um a oito anos) no ano i ; $Q_2(i)$ é o valor da banda de média frequência (nove a 40 anos) no ano i ; $R(i)$ é o valor da banda de baixa frequência (mais de 40 anos).

A determinação de quanto da variância da série de vazões é explicada por cada faixa de frequência foi definida pela razão entre a variância da série filtrada para uma dada banda e a variância da série histórica de vazões, como se segue:

$$VarExp_i = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_{total}^2} \quad (23)$$

Onde: $VarExp_i$ é o percentual da variância explicada pela banda de frequência i ; σ_i^2 é a variância da série reconstruída associada à banda i ; e σ_{total}^2 é a variância da série histórica de vazões.

Estudo de cheias

A não-estacionariedade das vazões extremas foi analisada através do ajuste da distribuição de Gumbel a janelas de tempo móvel de 20 anos da série anual de vazões máximas diárias para 143 postos do ONS. Utilizando-se a distribuição de Gumbel ajustada para cada um desses postos, calculou-se a vazão com período de recorrência de 100 anos. As séries que apresentaram modificações foram comparadas com a série de vazões médias anuais, para se identificar potenciais similaridades entre os períodos de modificação e fases de maiores ou menores cheias com as fases de maiores ou menores vazões médias anuais. Essa observação tem por objetivo confirmar potenciais modificações, e, no caso de elas ocorrerem, se o fizeram simultaneamente ao escoamento médio e extremo.

Segundo Naghettini e Pinto (2007), a distribuição de Gumbel é a distribuição de extremos mais usada na análise de frequência de variáveis hidrológicas. A função de probabilidades acumuladas de Gumbel é dada por (NAGHETTINI; PINTO, 2007):

$$E(x) = \beta - (\log(-\log(1 - 1/TR)))/\alpha \quad (24)$$

Onde: $E(x)$ é o valor esperado da vazão ajustada à distribuição de Gumbel; α é o parâmetro de escala; β é o parâmetro de forma; e TR é o período de retorno.

Índices climáticos

Uma parte da variabilidade de alta e baixa frequências nas vazões pode ser explicada por processos climáticos de larga escala. Alguns desses processos possuem índices que assinalam a intensidade do sinal associado a esse processo.

Os diversos índices climáticos podem ser utilizados para explicar a ocorrência de tendências e variabilidades de séries históricas climáticas. Neste artigo, foram analisados dois índices: o índice da Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) e o índice da Oscilação Sul do El Niño/La Niña (IOS). Seus padrões de variação temporal de baixa frequência foram analisados e comparados com os padrões de variação de baixa frequência das séries de vazões, de forma a se identificar similaridades entre eles. Esta é uma análise inicial com vistas à identificação de indícios da associação entre esses índices climáticos e as vazões.

Oscilação Decadal do Pacífico

A Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) pode ser definida como a componente principal da variabilidade da temperatura na superfície do mar (TSM) do Oceano Pacífico (MANTUA et al., 1997). Criado por Hare (1996) e Zhang (1996), e utilizado por Mantua et al. (1997), o índice ODP é medido pela anomalia da intensidade da ODP em relação aos valores médios.

Segundo Mantua e Hare (2002), várias evidências nos estudos de Dettinger et al. (2000), Garreaud e Battisti (1999) e White e Cayan (1998), e sugerem que o modo de variação da ODP exhibe um simetria com as variações climáticas interdecadais nos hemisférios Norte e Sul, em especial na Ásia Oriental, nas Américas e na Austrália.

Segundo Sleiman e Silva (2010), o clima na América do Sul é modificado por flutuações de prazos mais longos, além da variabilidade interanual, tal como a ODP, que apresenta uma periodicidade característica de 20 a 30 anos. No século XX, a ODP apresentou duas flutuações, uma com um período de 15 a 25 anos, e outra com um período de 50 a 70 anos. Os mecanismos causadores dessas flutuações ainda são incertos (MANTUA; HARE., 2002).

O índice ODP é quantificado através do número de desvios-padrões que distanciam a tempe

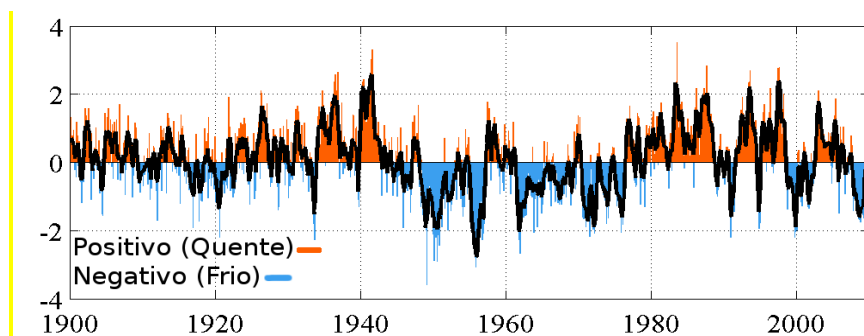


Figura 1 – Anomalia da ODP (Jan/1900 – Set/2009) (Adaptado de: <http://jisao.washington.edu/pdo/graphics.html>)

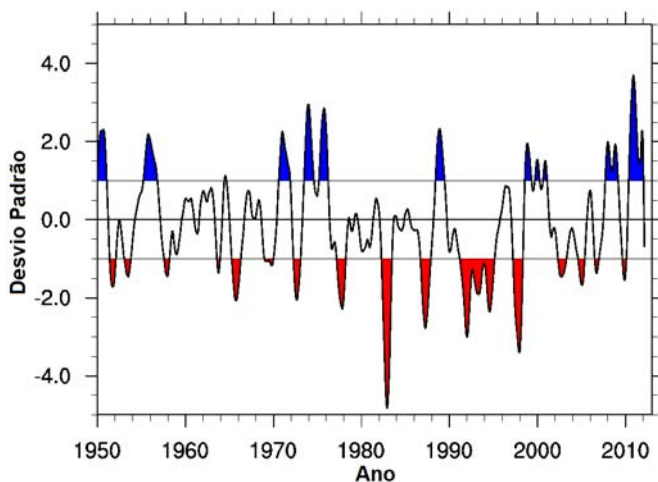


Figura 2 – Índice da Oscilação Sul – SOI (Adaptado de <http://www.cgd.ucar.edu/cas/catalog/climind/soi.html>)

ratura da superfície do mar (TSM) do Pacífico Norte em dado ano da sua média de longo prazo.

A figura 1 apresenta anomalia da série mensal do índice da ODP para o período de janeiro de 1900 até setembro de 2009. Observa-se a presença de duas fases distintas: fase fria (1900 a 1924 e 1947 a 1976) e fase quente (1925 a 1946 e 1977 a 1998).

Oscilação Sul do El Niño/La Niña

O fenômeno Oscilação Sul – El Niño (Enso) é uma perturbação interanual do sistema climático, caracterizada pelo enfraquecimento dos ventos alísios e aquecimento das águas superficiais do Oceano Pacífico Equatorial. Atualmente, o El Niño é definido com um aumento de pelo menos 0,5°C da temperatura da superfície do mar na região leste-central equatorial do Oceano Pacífico Sul durante um período mínimo de três meses, ocorrendo em intervalos irregulares de dois a sete anos. A La Niña é o processo inverso, ou seja, é a redução da temperatura

da superfície do mar durante três meses em pelo menos 0,5°C, que ocorre em intervalos de três a cinco anos (CLIMATE PREDICTION CENTER, [2011]).

A figura 2 apresenta o índice padronizado da Oscilação Sul do El Niño/La Niña (IOS).

RESULTADOS

Métodos clássicos

Os resultados da análise de tendências (método de Mann-Kendal e declividade de Sen) apresentados na Figura 3 mostram uma tendência de aumento, ou variabilidade de baixa frequência nas vazões nos postos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, enquanto se observa uma tendência de redução, ou variabilidade de baixa frequência nas vazões das regiões Norte e Nordeste.

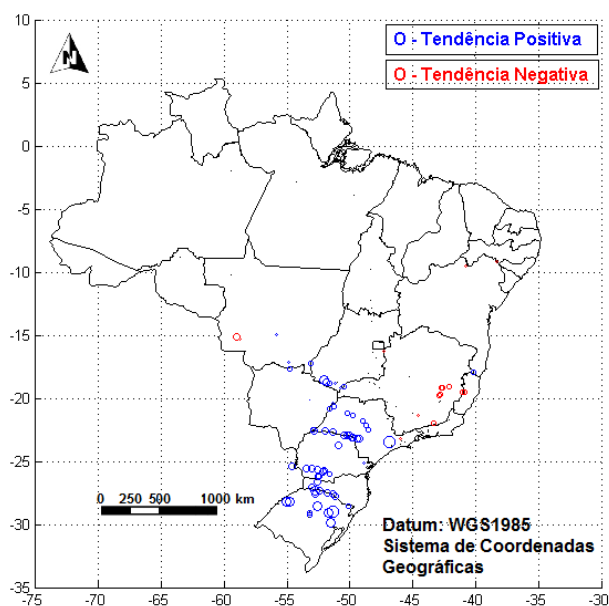


Figura 3 – Mapa de distribuição espacial das tendências de Sen das vazões médias mensais naturalizadas dos postos do ONS. O tamanho do círculo indica a intensidade da declividade de Sen, ou seja, a razão entre essa declividade e a vazão média da série (em partes por mil, ‰)

Tabela 1 – Declividade de Sen para 21 dos 192 postos selecionados neste estudo

Postos do Sistema Interligado Nacional (SIN)	Nº da Bacia	Nome da Bacia	Mann-Kendall Ajustado (Taub)	Teste da Hipótese Nula (h0)	Declividade de Sen (m³/s/ano)	Vazão Média (m³/s) 1931-2010	Variação anual
EMBORCAÇÃO (24)	1	Alto Paranaíba	-0,030	0	-0,242	486	-0,05%
NOVA PONTE (25)	2	Alto Paranaíba	-0,076	0	-0,443	299	-0,15%
ITUMBIARA (31)	3	Paranaíba	-0,054	0	-1,349	1.557	-0,09%
SÃO SIMÃO (33)	4	Paranaíba	0,195	1	7,599	2.410	0,32%
FURNAS (6)	5	Alto Grande	-0,029	0	-0,443	927	-0,05%
ÁGUA VERMELHA (18)	6	Grande	0,051	0	1,614	2.102	0,08%
NOVA AVANHANDAVA (242)	7	Tietê	0,216	1	2,567	753	0,34%
PORTO PRIMAVERA (246)	8	Paraná	0,314	1	26,824	7.259	0,37%
ROSANA (63)	9	Parapanema	0,273	1	6,967	1.293	0,54%
ITAIPU (266)	10	Paraná	0,421	1	57,201	10.239	0,56%
SANTA CECÍLIA (125)	11	Paraíba do Sul	-0,100	0	-0,370	297	-0,12%
SALTO CAXIAS (222)	12	Iguaçu	0,217	1	6,990	1.339	0,52%
ITÁ (92)	13	Uruguai	0,190	1	4,932	1.033	0,48%
DONA FRANCISCA (114)	14	Jacuí	0,135	0	1,016	324	0,31%
TRÊS MARIAS (156)	15	Alto São Francisco	-0,019	0	-0,199	691	-0,03%
SOBRADINHO (169)	16	Médio São Francisco	-0,160	1	-6,652	2.666	-0,25%
XINGÓ (178)	17	Baixo São Francisco	-0,143	0	-6,016	2.763	-0,22%
SERRA DA MESA (270)	18	Alto Tocantins	-0,114	0	-1,659	774	-0,21%
LAJEADO (273)	19	Tocantins	-0,069	0	-2,858	2.444	-0,12%
TUCURUI (275)	20	Tocantins	0,021	0	3,278	10.980	0,03%
SANTO ANTÔNIO (287)	24	Madeira	-0,083	0	-18,090	18.890	-0,10%

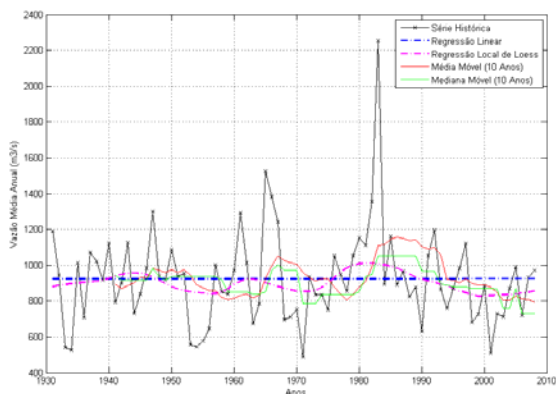


Figura 4 – Ausência de tendência de Sen – Posto Furnas (6)

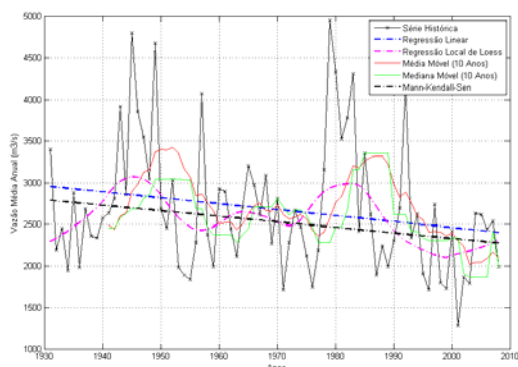


Figura 5 – Tendência de Sen Negativa – Posto Sobradinho (169)

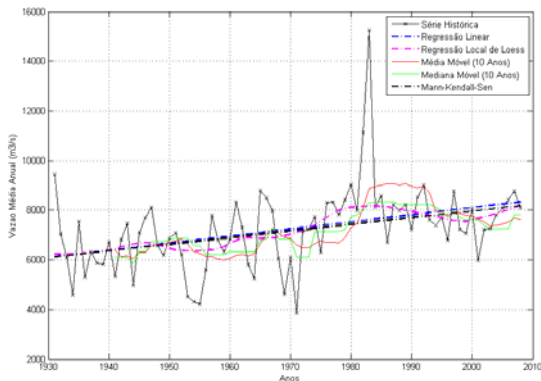


Figura 6 – Tendência de Sen Positiva – Posto Porto Primavera (246)

A figura 3 indica ainda que existem três áreas em diferentes situações no país, quanto ao sinal da tendência: com tendência positiva (região Sul, Mato Grosso do Sul e São Paulo), negativa (região Nordeste, Espírito Santo e Minas Gerais) e ausência de tendência (demais regiões e estados).

A tabela 1 apresenta os resultados para os 21 postos selecionados por este estudo (localizados nas principais bacias hidrográficas do setor hidroelétrico), sendo que no teste de hipótese (h), o valor igual a zero indica a ausência de tendência significativa na série. Apenas oito postos apresentam tendência significativa, sendo que sete destes registraram tendência positiva, enquanto apenas um acusou tendência negativa.

Os resultados para as médias e medianas móveis, além do método Lowess, mostram uma variabilidade de alta frequência, com período de poucos anos, nas séries de vazões médias mensais naturalizadas dos 192 postos estudados. As figuras 4, 5 e 6 exemplificam e apresentam os gráficos de tendência de Sen, dos três casos possíveis quanto ao sinal da mesma: ausência de tendência (Furnas), tendência negativa (Sobradinho) e tendência positiva (Porto Primavera).

Nas figuras 4, 5 e 6, observa-se uma acentuada variabilidade interanual das vazões médias. Observa-se, ainda, que essas vazões médias apresentam uma amplitude elevada no período de tempo analisado, com mínimo de 400m³/s e máximo de 2.200m³/s na figura 4, mínimo de 1.250m³/s e máximo de 5.000m³/s na figura 5, e mínimo de 4.000m³/s e máximo de 15.000m³/s na figura 6.

A série histórica em Sobradinho mostra uma possível relação com a anomalia da ODP, indicando que a tendência por ela indicada pode estar relacionada à variabilidade climática. Essa relação sugere que para períodos de fase fria da ODP as vazões tendem a ser menores.

Os postos Furnas e Porto Primavera apresentaram séries históricas bastante correlacionadas, sinalizando que ambas sofrem influência de fenômenos meteorológicos semelhantes. Isso sugere que a mudança de patamares mostrada na série de Porto Primavera pode estar associada a outros fatores, além da variabilidade climática; como, por exemplo, mudanças no uso e ocupação do solo e mudanças climáticas.

Estudo de cheias

Dos 143 postos com série diária de vazões, apenas 91 possuem série histórica com 60 ou mais anos. Dessa forma, apenas esses 91 foram analisados, pois possuem uma série suficientemente longa para essas análises.

Nas figuras 7a, 7b e 7c é mostrado o estudo de cheias para os postos Água Vermelha, Furnas e Xingó; numa janela de 20 anos e período de retorno de 1.000 anos.

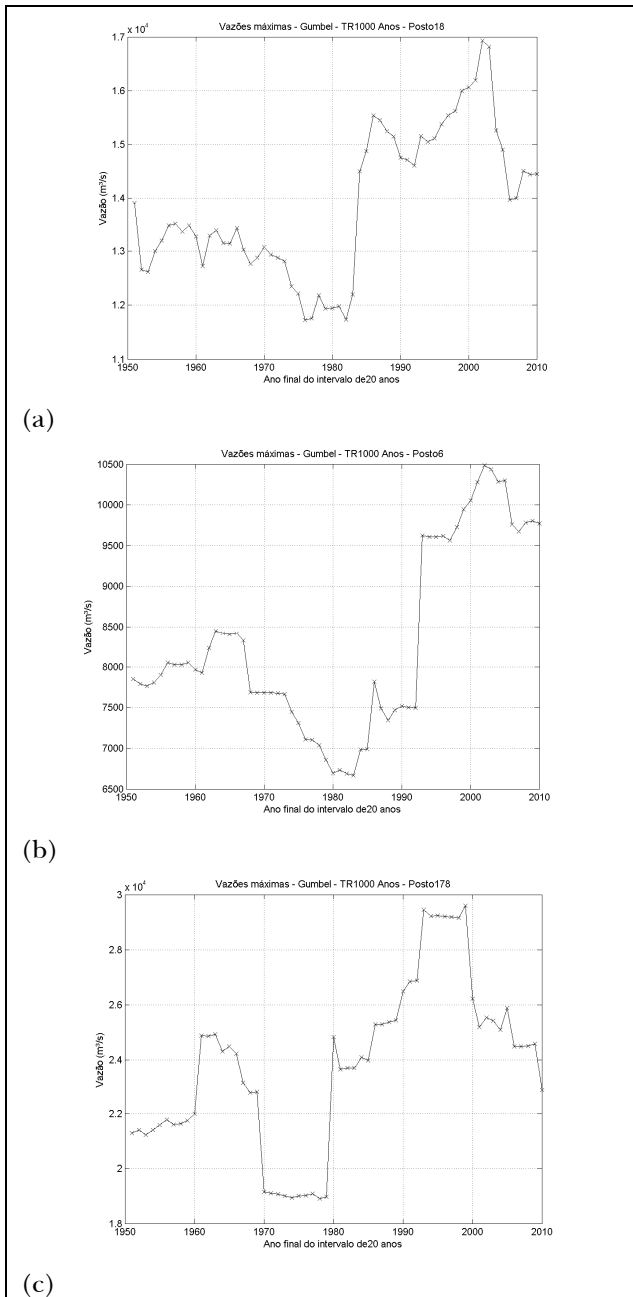


Figura 7 – Estudo de cheias: (a) Posto Água Vermelha – Janela de 20 anos e Período de Retorno de 1.000 anos; (b) Posto Furnas – Janela de 20 anos e Período de Retorno de 1.000 anos; e (c) Posto Xingó – Janela de 20 anos e Período de Retorno de 1.000 anos

Comparando-se os gráficos do estudo de cheias com os do IOS, observa-se que a mudança de patamar positiva em 49 postos no início da década de 1980 coincide com valores muito baixos do índice (conforme figura 7a). Há também outra mudança de patamar positiva em 55 postos no início da

década de 1990, coincidindo com uma mudança de patamar negativa do índice (Figura 7b). Além disso, a mudança de patamar negativa em 48 postos nos anos 2000 precede uma mudança de patamar positiva do índice no final dos anos 2000 (Figura 7c).

Comparando-se os gráficos do estudo de cheias com os do índice ODP, observa-se que uma mudança de patamar positiva nas vazões de 49 postos no início da década de 1980 ocorre em um período de altos valores do índice ODP, e que no final da década de 1980 ocorre uma mudança de patamar negativa das vazões ao mesmo tempo em que os valores do índice estão abaixo da média e que uma mudança de patamar positiva de vazões no início da década de 1990 coincide com uma mudança de patamar positiva nos valores do índice ODP.

Análise da transformada em ondeletas

Os resultados da análise da transformada em ondeletas para os postos analisados são apresentados nas figuras 8a, b e c, na forma de mapas, mostrando a distribuição espacial das proporções da variância explicadas pelas bandas de alta, média e baixa frequências, respectivamente.

Na figura 8a, observa-se que a banda de alta frequência é responsável por mais de 50% da variância na maioria das séries de vazões dos postos localizados nas regiões Norte, Sul e Sudeste. Enquanto isso, nas regiões Centro-Oeste e Nordeste, a banda de alta frequência é responsável por menos de 50% da variância na maioria dos postos, com exceção de um na região Nordeste e um na região Centro-Oeste.

A figura 8b mostra que a banda de média frequência é responsável por menos de 25% da variância nas séries de vazões dos postos na região Sul, no leste da região Sudeste, no estado de São Paulo e nas áreas central e oeste da região Norte. Em parte da região Centro-Oeste, no leste da região Norte e na maior parte do Nordeste a banda de média frequência é responsável por até 50% da variância das séries.

A figura 8c mostra que na maior parte do país a banda de baixa frequência é responsável por menos de 25% da variância das séries, exceto em partes da região Centro-Oeste, nos postos na divisa de São Paulo com o Paraná e em mais dois postos na região Sudeste.

As figuras 9, 10 e 11 apresentam e exemplificam os gráficos da análise de ondeletas para os mesmos três postos antes apresentados nas figuras 4, 5 e 6: Furnas, Sobradinho e Porto Primavera, respectivamente.

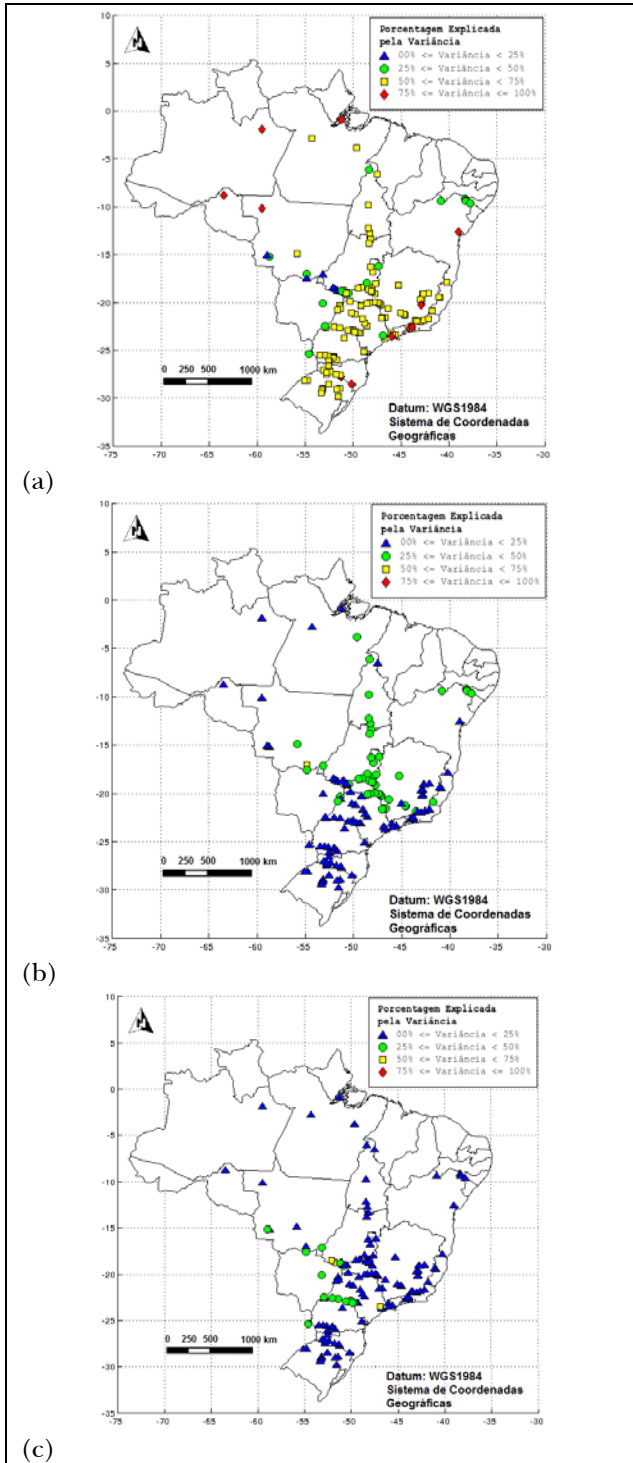


Figura 8 – (a) Mapa das proporções da variância explicada pela banda de alta frequência (1 a 8 anos); (b) Mapa das proporções da variância explicada pela banda de média frequência (9 a 40 anos); e (c) Mapa das proporções da variância explicada pela banda de baixa frequência (mais de 40 anos).

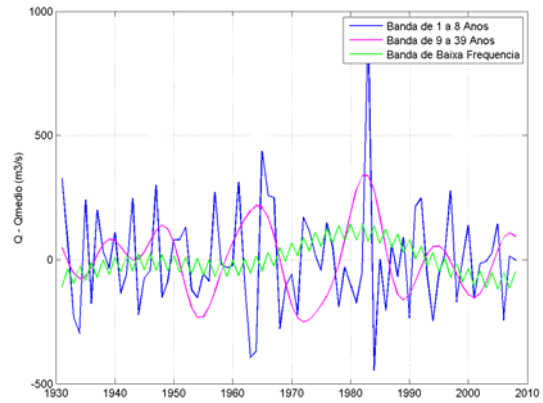


Figura 9 – Wavelet de Morlet – Posto Furnas (6)

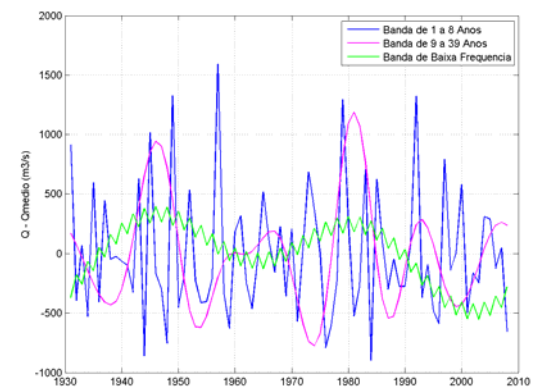


Figura 10 – Wavelet de Morlet – Posto Sobradinho (169)

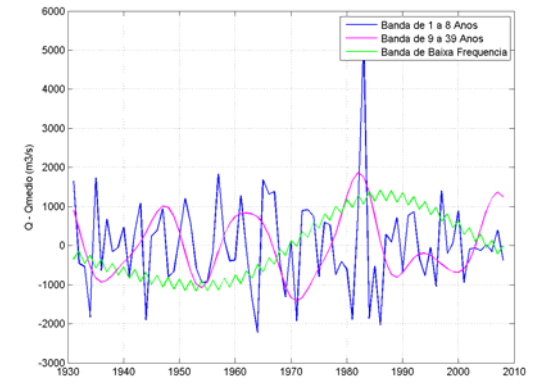


Figura 11 – Wavelet de Morlet – Posto Porto Primavera (246)

Nas figuras 9 e 10, observa-se uma oscilação periódica na banda de baixa frequência com período de aproximadamente 30 anos. Na figura 11, observa-se uma oscilação periódica na banda de baixa frequência com período de 50 anos.

Observa-se, ainda, nas três citadas figuras, uma oscilação periódica na banda de média frequência com período entre 10 e 20 anos.

Nos postos Furnas e Porto Primavera a banda de baixa frequência apresentou mudança de fase na segunda metade do século XX, com um acentuado pico na década de 1980. A influência dessa banda na série histórica e a sua possível inversão nos próximos anos pode levar a um período de vazões menores nos próximos 30 anos.

CONCLUSÕES

O regime de vazões médias e as cheias dos postos variam de acordo com as regiões e com a ocorrência de fenômenos climáticos, como o El Niño/La Niña e a ODP.

Os resultados apresentados para as médias e medianas móveis, além do método Lowess, mostram uma variabilidade de alta frequência, com período de poucos anos, nas séries de vazões naturalizadas estudadas.

Os resultados assinalam uma tendência de aumento, ou variabilidade de baixa frequência, das vazões nos postos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, como também uma tendência de redução, ou variabilidade de baixa frequência, nas vazões das regiões Norte e Nordeste, segundo o método de Mann-Kendall-Sen.

Essa tendência de redução nas vazões nas regiões Norte e Nordeste pode resultar em uma redução da capacidade local de produção de hidroeletricidade a longo prazo. Por outro lado, a tendência de aumento, ou variabilidade de baixa frequência, das vazões nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste pode suprimir essa possível perda, haja vista que a maior parte da produção de hidroeletricidade no país vem dessas três regiões.

A análise da transformada em ondeletas mostrou que há uma variabilidade de baixa frequência, com período entre 40 e 80 anos, na maioria dos postos analisados.

No estudo de cheias, observou-se que mudanças de patamares positivas coincidem com valores negativos do IOS, enquanto mudanças de patamar negativas coincidem com valores positivos do IOS, podendo-se, assim, concluir que existe uma correlação negativa entre o IOS e as mudanças de patamares de vazões máximas, na maioria dos postos analisados.

Ainda no estudo de cheias, observou-se que mudanças de patamares positivas coincidem com valores positivos ou com mudanças de patamares positivas do índice ODP, enquanto que mudan-

ças de patamar negativas coincidem com valores negativos do índice ODP, podendo-se, assim, concluir que há uma correlação positiva entre o índice ODP e as mudanças de patamares de vazões máximas, na maioria dos postos analisados.

Este estudo revela indícios de que a Oscilação Decadal do Pacífico (ODP) e a Oscilação Sul do El Niño/La Niña afetam significativamente o regime de vazões dos postos do Sistema Interligado Nacional (SIN) e que ocorrem tendências positivas ou negativas, ou ainda uma variabilidade de baixa frequência, de vazões médias anuais nos posto do SIN. Dessa forma, observa-se que a hipótese da estacionariedade das séries de vazões pode ser descartada em várias localidades.

REFERÊNCIAS

ALEXANDRE, G. R.; BAPTISTA, M. B.; NAGHETTINI, M. Estudo para identificação de tendências do regime pluvial na região metropolitana de belo horizonte a partir de métodos estatísticos. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 15, n. 2, p. 115-126, 2010.

ANEEL. Agência Nacional de Energia Elétrica. *Banco de geração de informações – capacidade de geração do Brasil*. [2012]. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br/aplicacoes/capacidadebrasil/capacidadebrasil.asp>>. Acesso em: 10 jan. 2012.

BARROS, V.; CASTANEDA, M.; DOYLE, M. Recent precipitation trends in South America to the east of the Andes. An introduction of climatic variability. In: VOLHEIMER, W.; SMOLKA, P. (Ed.). *Southern Hemisphere paleo and neoclimates*. Berlim: Springer Verlag, 1999.

BOLZAN, M. J. A. Análise da transformada em ondeletas aplicada em sinal geofísico. *Revista Brasileira de Ensino de Física*, v. 26, n. 1, p. 37-41, 2004.

BURN, D. H.; ELNUR, M. A. H. Detection of hydrologic trends and variability. *Journal of Hydrology*, v. 255, n. 1-4, p. 107-122, 2002.

CANE, M. A. Decadal predictions in demand. *Nature Geoscience, Advance*, online publication, p. 231-232, 2010.

CLEVELAND, W. S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 368, p. 829-836, 1979.

- CLIMATE PREDICTION CENTER. *Frequently asked questions about El Niño and La Niña*. [2011]. Disponível em: <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensofaq.shtml>. Acesso em: 20 nov. 2011.
- COSTA, M. H.; FOLEY, J. A. Trends in the hydrologic cycle of the Amazon basin. *Journal of Geophysical Research*, v. 104, n. D12, p. 14.189-14.198, 1999.
- CURTIS, S.; HASTENRATH, S. Long-term trends and forcing mechanisms of circulation and climate in the equatorial Pacific. *Journal Climate*, v. 12, n. 4, p. 1.134-1.144, 1999.
- DETTINGER, M. D.; BATTISTI, D. S.; GARREAUD, R. D.; McCABE Jr., G. J.; BITZ, C. M. Interhemispheric effects of interannual and decadal ENSO – like climate variations on the Americas. In: MARKGRAF, V. *Interhemispheric climate linkages*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- DETTINGER, M. D.; GHIL, M.; KEPPE, C. L. Interannual and interdecadal variability of United States surface-air temperatures. *Climatic Change*, v. 31, n. 1, p. 35-66, 1995.
- DIAS DE PAIVA, E. M. C.; CLARKE, R. Time trends in rainfall records in Amazonia. *Bulletin of the American Meteorological Society*, v. 75, p. 579-583, 1995.
- GARCIA, N.; VARGAS, W. The temporal climatic variability in the Rio de La Plata basin displayed by the river discharges. *Climatic Change*, v. 38, n. 3, p. 359-379, 1998.
- GARREAUD, R. D.; BATTISTI, D. S. Interannual (ENSO) and interdecadal (ENSO-like) variability in the Southern Hemisphere tropospheric circulation. *Journal of Climate*, v. 12, n. 7, p. 2.113-2.123, 1999.
- GHIL, M.; VAUTARD, R. Interdecadal oscillation and the warming trend in global temperature time series. *Nature*, v. 350, n. 6316, p. 324-327, 1991.
- GRIMM, A. M.; FERRAZ, S. E.; DOYLE, M. E. Climate variability in southern South America associated with El Niño and La Niña events. *Journal of Climate*, v. 13, n. 1, p. 35-58, 2000.
- HAMED, K. H. Exact distribution of the Mann-Kendall trend test statistic for persistent data. *Journal of Hydrology*, v. 365, n. 1-2, p. 86-94, 2009.
- HARE, S. R. *Low frequency climate variability and salmon production*. 1996. Ph.D. (Thesis) - School of Fisheries, University of Washington, Seattle, 1996.
- HAYLOCK, M. R.; PETERSON, T. C.; ALVES, L. M.; AMBRIZZI, T.; ANUNCIACÃO, Y. M. T.; BAEZ, J.; BARROS, V. R.; BERLATO, M. A.; BIDEGAIN, M.; CORONEL, G.; CORRADI, V.; GARCIA, V. J.; GRIM, A. M.; KAROLY, D.; MARENGO, J. A.; MARINO, M. B.; MONCUNILL, D. F.; NECHET, D.; QUINTANA, J.; REBELLO, E.; RUSTICUCCI, M.; SANTOS, J. L.; TREBEJO, I.; VICENT, L. A. Trends in Total and Extreme South American Rainfall in 1960–2000 and Links with Sea Surface Temperatures. *Journal of Climate*, v. 19, N. 8, p. 1.490-1.510, 2006 .
- HELSEL, D. R.; HIRSCH, R. M. *Statistical methods in water resources*: U. S. geological survey techniques of water-resources investigations. [S.l.:s.n.], [2002]. Capítulo A3. Disponível em: <<http://water.usgs.gov/pubs/twri/twri4a3/>>. Acesso em: 23 maio 2002.
- HULME, M.; SHEARD, N. *Cenários de alterações climáticas para o Brasil*. Norwich: Climate Research Unit, 1999. 6 p. Disponível em: <www.cru.uea.ac.uk/~mikeh/research/brazil.pdf>. Acesso em: 6 nov. 2006.
- KAHYA, E.; KALAYCI, E. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology*, v. 289, n. 1-4, p. 128-144, 2004.
- 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.
- KAYANO, M. T. Circulações tropicais e as associadas anomalias de precipitação em dois anos de contraste. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 5., 1988, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: [s.n.]' 1988. III.1-III.16.
- KENDALL, M. G. *Rank correlation measures*. London: Ed. Charles Griffin, 1975.
- KENDALL, M. G.; GIBBONS, J. D. *Rank correlation methods*. 5. ed. London: Ed. Griffin, 1990.
- KEPPENNE, C. L.; GHIL, M. Adaptive spectral analysis and prediction of the Southern Oscillation Index. *Journal of Geophysical Research Atmospheres*, v. 97, n. D18, p. 20.449-20.554, 1992.

- KEPPENE, C. L.; LALL, U. Complex singular spectrum analysis and multivariate adaptive regression splines applied to forecasting the Southern Oscillation. *Experimental Long Lead Forecast Bulletin*, v. 5, n. 2, p. 54-46, 1996.
- KOUSKY, V. E.; CAVALCÂNTI, I. F. A. Eventos Oscilação do Sul / El Niño: características, evolução e anomalias de precipitação. *Ciência e Cultura*, v. 36, n. 11, p. 1.888-1.899, 1984.
- KWON, H.-H.; LALL, U.; KHALIL, A. F. Stochastic simulation model for nonstationary time series using an autoregressive wavelet decomposition: applications to rainfall and temperature. *Water Resources Research*, v. 43, n. 5, W05407, 2007. doi:10.1029/2006WR005258.
- LALL, U.; MANN, M. The Great Salt Lake: a barometer of low-frequency climatic variability. *Water Resource Research*, 31, n. 10, p. 2.503-2.515, 2005.
- MANN, H. B. Non-parametric tests against trend. *Econometrica*, 13, n. 3, p. 245-259, 1945.
- MANN, M. E.; PARK, J. Global scale modes of surface temperature variability on interannual to century timescales. *Journal of Geophysical Research*, v. 99, n. D12, p. 25.819-25.933, 1994.
- MANN, M. E., PARK, J. Greenhouse warming and changes in the seasonal cycle of temperature: model versus observations. *Geophysical Research Letters*, v. 23, n. 10, p. 1.111-1.114, 1996.
- MANTUA, N. J.; HARE, S. R. The Pacific Decadal Oscillation. *Journal of Oceanography*, v. 58, n. 1, p. 35-44, 2002.
- 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, n. 6, p. 1.069-1.079, 1997.
- MARENGO, J. A. Long-term trends and cycles in the hydrometeorology of the Amazon basin since the late 1920's. *Hydrological Processes*, v. 23, n. 22, p. 3236-3244, 2009.
- MARENGO J. A.; GASH, J.; MARENGO J. A.; BETTS, R. A.; COX, P. M.; FISCH, G.; FU, R.; GANDU, A. W.; HARRIS, P.P.; MACHADO, L. A. T. Amazonian climate: results and future research. *Theoretical And Applied Climatology*, v. 78, n. 1-3, p. 187-194, 2004.
- MARENGO J. A. LIEBMANN, B.; KOUSKY, V. I.; FILIZOLA, N. P.; WAINER, I. C.. On the onset and end of the rainy season in Brazilian Amazon basin. *Journal of Climate*, v. 14, N. 5, p. 833-852, 2001.
- MARENGO, J.; TOMASELLA, J.; UVO, C. R. Longterm streamflow and rainfall fluctuations in tropical South America: Amazonia, Eastern Brazil and Northwest Peru. *Journal of Geophysical Research*, v. 103, p. 1.775-1.783, 1998.
- MARENGO, J. A.; VALVERDE, M. C. Caracterização do clima no século XX e cenário de mudanças de clima para o Brasil no século XXI usando os modelos do IPCC-AR4. *Revista Multiciência*, n. 9, p. 5-28. 2007.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, M. C. C. *Análise de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Egard Blucher, 2006.
- 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. 2.653-2.675, 1981.
- MOURA, E. da S.; SANTOS, C. A. M. dos; SILVA, D. F. da. Detecção de ciclos e escalas temporais na vazão do Rio Salgado através de análises de ondeletas. In: CONGRESSO CEARENSE DE AGROECOLOGIA, 2. 2010, Juazeiro do Norte. *Anais... Juazeiro do Norte: [s.n.]*, 2010.
- MULLER, I. I.; KRUGER, C. M.; KAVISKI, E. Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, v. 3, n. 4, p. 51-71, 1998.
- NAGHETTINI, M.; PINTO, E. J. A. *Hidrologia Estatística*. Belo Horizonte: CPRM, 2007.
- NOBRE, P.; SHUKLA J. Variations of sea surface temperature, wind stress, and rainfall over the tropical Atlantic and South America. *Journal of Climate*, v. 9 n. 19, p. 2.664-2.479, 1996.
- ONS. Operador Nacional do Sistema. *Atualização de séries históricas de vazões – período 1931 a 2010*. Rio de Janeiro: ONS, 2011.

ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. Global and regional scale precipitation patterns associated with the El Niño Southern Oscillation. *Monthly Weather Review*, v. 115, n. 8, p. 1.606-1.626, 1987.

ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. Precipitation patterns associated with the high index phase of the Southern Oscillation. *Journal of Climate*, v. 2, n. 3, p. 268-284, 1989.

SANTOS, C. A. C.; BRITO, J. I. B. Análise dos índices de extremos para o semi-árido do Brasil e suas relações com TSM e IVDN. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 22, n. 3, p. 303-312, 2007.

SANTOS, C. A. C.; BRITO, J. I. B.; RAO, T. V. R.; MENEZES, H. E. A. Tendências dos Índices de Precipitação no Estado do Ceará. *Revista Brasileira de Meteorologia*, v. 24, n. 1, p. 39-47, 2009.

SEN, P. K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, v. 63, n. 324, p. 1.379-1.389, 1968.

SERVAIN, J. Simple climatic indices for the tropical Atlantic Ocean and some applications. *Journal of Geophysical Research*, v. 96, n. C8, p. 137-146, 1991.

SLEIMAN, J.; SILVA, M. E. S. Padrões atmosféricos associados a eventos extremos de precipitação sobre a região Sul do Brasil. *Revista do Departamento de Geografia*, v. 20, p. 93-109, 2010.

SOUZA FILHO, F. A.; LALL, U.; PORTO, R. L. L. Role of price and enforcement in water allocation: Insights from Game Theory. *Water Resources Research*, v. 44, n. 12, p. 400-420, 2008.

TORRENCE, C.; COMPO, G. P. A practical guide to wavelet analysis. *Program in Atmospheric and Oceanic Sciences*. Boulder, Colorado: University of Colorado, 1998.

XU, Z. X.; TAKEUCHI, K.; ISHIDAIRA, H. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, v. 279, n. 1-4, p. 144-150, 2003.

WALKER, G. T. World weather. *Quarterly Journal Royal Meteorological Society*, v. 54, p.79-88, 1928.

WHITE, W.B.; CAYAN, D. R. Quasi-periodicity and global symmetries in interdecadal upper ocean tem-

perature variability. *Journal of Geophysical Research*, v. 103, n. 21, p. 335-364, 1998.

ZHANG, Y. *An observational study of atmosphere-ocean in-teractions in the Northern Oceans on interannual and interdecadal time-scales*. 1996. Ph.D. (Thesis) - University of Washington, Washington, 1996.

Analysis Of Tendencics And Patterns Of Variation Of The National System Operator (ONS) Historical Streamflow Series

ABSTRACT

This paper aims to evaluate possible trends in streamflow time series at the stations of the National System Operator (ONS) of Brazil. The analytical methods used were the classical methods (mobile mean and mobile median, local regression (LOWESS), linear regression and Mann-Kendall-Sen), the wavelet transform analyses and flood study. The results showed that there is a positive trend in flow series in the South, Southeast and Center-West of Brazil and a negative trend in flow series in the North and Northeast of Brazil. It was also found that there is a positive correlation between the PDO Index (Pacific Decadal Oscillation Index) and change in levels of peak flow at most stations and that there is a negative correlation between the SOI (Southern Oscillation Index) and changes in levels of peak flows at most stations analyzed.

Keywords: Time series studies. Water resources. Water discharge.