

Estacionariedade das Afluências às Usinas Hidrelétricas Brasileiras

**Daniel H. Marco Detzel; Marcelo R. Bessa; Claudio A. V. Vallejos;
Adriano B. Santos; Luiza S. Thomsen**

*Instituto de Tecnologia para o Desenvolvimento – LACTEC
daniel@lactec.org.br*

Miriam R. M. Mine

Departamento de Hidráulica e Saneamento - Universidade Federal do Paraná

Márcio L. Bloot

Companhia Paranaense de Energia – COPEL

João P. Estrócio

Companhia Energética de São Paulo

Recebido: 05/04/10 - revisado: 05/01/11 – aceito: 26/05/11

RESUMO

Alterações nos regimes de afluências para as usinas hidrelétricas do Sistema Interligado Nacional (SIN) têm sido observadas, principalmente a partir do final da década de 1960. Processos antrópicos nas bacias hidrográficas, sobretudo ligadas a alterações no uso do solo, podem ser diretamente apontados como causas para essas alterações. Aparte das origens ou justificativas possíveis, o presente trabalho possui por objetivo uma investigação expedita na condição de estacionariedade de 146 séries de afluências referentes a usinas hidrelétricas do SIN. A análise é feita baseada em seis testes estatísticos de enfoques distintos (t-Student, Cox-Stuart, Wilcoxon, Coeficiente de Correlação de Spearman, Mann-Kendall e F-Snedecor), todos característicos na verificação de tendências em séries temporais. Os resultados são demonstrados em termos de p-valores para todos os casos. Ao final, um método simples de correção da não estacionariedade é sugerido, visando a melhora na representatividade das séries em modelos de planejamento do sistema elétrico brasileiro.

Palavras-Chave:

INTRODUÇÃO

Séries naturais de afluências possuem uma grande importância para o planejamento energético por oferecer subsídios para o cálculo dos volumes disponíveis para geração. No Brasil, essa importância é ainda mais acentuada, visto que 73,6% da geração de energia elétrica provém de usinas hidrelétricas (ANEEL, 2008).

No estudo das afluências de um reservatório é de praxe o emprego do Método de Monte Carlo para geração de séries sintéticas, com o objetivo da composição de diferentes cenários de igual probabilidade de ocorrência. Considera-se que as informações dadas pelos registros históricos traduzem apenas um acontecimento de um processo natural extremamente complexo. São empregados, portanto, modelos estocásticos para a geração de uma multi-

plicidade de séries com as mesmas características estatísticas da série observada.

Todavia, há um fato complicador para a geração de tais séries. Modelos utilizam informações contidas nos registros históricos para estimação de seus parâmetros. De modo implícito, portanto, as características estatísticas são consideradas invariantes no tempo. Essa condição é conhecida como estacionariedade e se refere a um estado de equilíbrio das séries. Em modelos que trabalham com séries relativamente curtas (menores do que 30 anos), a premissa da estacionariedade é viável e não representa maiores problemas. Por outro lado, a adoção desta condição quando se trabalha com séries longas se torna imprudente para alguns casos, reduzindo a confiabilidade das séries geradas. Ainda, Queiroga (2003) aponta a adoção estacionariedade como possível fonte de erros e imprecisões em modelos hidrológicos.

O objetivo principal do presente trabalho é fazer uma investigação na condição de estacionariedade das séries hidrológicas de todas as usinas hidrelétricas que compõem o Sistema Interligado Nacional (até dezembro de 2007). Para tanto, seis testes estatísticos com enfoques diferentes são aplicados às afluências anuais, no período de 1931 a 2007, totalizando 77 anos de registros. Para as usinas com séries consideradas não estacionárias, estatísticas extras são calculadas, a fim de estimar o aumento (ou diminuição) nas afluências.

Vale ressaltar que as características físicas das bacias hidrográficas não são levadas em consideração. A busca de possíveis causas para a não estacionariedade também não se faz presente neste estudo. Leitores interessados podem consultar os trabalhos de Batista et al. (2009), Genta et al. (1997), Guetter e Prates (2002) e Tucci (2007).

Na intenção de oferecer uma solução simples para a construção de modelos de geração de séries para regiões com afluências consideradas não estacionárias, é proposto um método de correção baseado em um pré-processamento dos registros hidrológicos. Este método aparece como alternativa a técnicas existentes para remoção da não estacionariedade, de rápida implementação e que oferece bons resultados.

ESTUDOS ANTERIORES

Conscientes de eventuais alterações nas características estatísticas das séries hidrológicas ao longo dos anos, muitos autores desenvolveram estudos investigativos para verificação da condição de não estacionariedade. Em comum, todos eles utilizaram testes estatísticos para os veredictos.

Batista et al. (2009) estudaram a não estacionariedade das séries de nove usinas, situadas nas regiões Sul e Sudeste brasileiras, através da aplicação dos testes t-Student e de Wilcoxon. A conclusão foi a de que apenas as séries hidrológicas do Sul poderiam ser caracterizadas como não estacionárias com significância relevante.

Dentre outros estudos aplicados também às regiões Sul e Sudeste brasileiras, destacam-se os trabalhos de Genta et al. (1997), Müller et al. (1998) e Sáfadi (2004). No primeiro, longas séries de vazões dos quatro maiores rios da América do Sul foram estudados, dentre os quais três fazem parte do presente estudo (Paraná, Uruguai e Paraguai). Os autores notaram um aumento linear das vazões em todos os casos, além de uma diferença significativa entre as

medianas das séries nos períodos anterior e posterior a 1970.

Müller et al. (1998), por sua vez, analisaram as séries na bacia hidrográfica incremental da usina de Itaipu. Com a aplicação de oito testes estatísticos a conclusão obtida foi semelhante à de Genta et al. (1997): as vazões apresentaram um aumento significativo após a década de 1970.

O terceiro estudo citado se refere à usina de Furnas, situada na região Sudeste brasileira. Ao aplicar um modelo SARIMA para modelagem de suas afluências, Sáfadi (2004) utilizou o teste de Cox-Stuart para detecção de tendências. A resposta foi, mais uma vez, positiva para o aumento das vazões.

Apesar de este aumento ser verificado em boa parte dos rios brasileiros, outros estudos indicaram uma situação exatamente oposta. Silva e Alencar (2001), mesmo utilizando séries curtas (7 a 12 anos), ao aplicar os testes de Wilcoxon e Mann & Whitney, constataram um decréscimo nas afluências de dois rios paraibanos.

Contando com séries mais longas (65 anos), Moraes et al. (1997) detectaram diminuição nas afluências dos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba, no Estado de São Paulo. Os testes utilizados foram o de Pettitt e o de Mann-Kendall, obtendo alterações elevadas, na ordem de -24%, -52% e -21%, respectivamente aos rios citados.

Para a bacia do rio Paraíba do Sul, no qual estão envolvidas áreas dos Estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, Marengo e Alves (2005) também aplicaram o teste de Mann-Kendall, chegando à conclusão de decréscimo nas afluências.

Outros dois estudos merecem destaque pela área de abrangência que cada um investigou. Marengo et al. (1998), utilizando-se novamente do teste de Mann-Kendall, verificaram a estacionariedade de afluências para regiões Amazônicas e Nordeste do Brasil, além do noroeste do Peru. Tendências negativas foram encontradas no rio São Francisco (Minas Gerais, Bahia, Pernambuco, Alagoas e Sergipe); tendências positivas foram encontradas na bacia do rio Parnaíba (Piauí e Maranhão). Nenhuma tendência significativa foi observada na Amazônia.

Guetter e Prates (2002) analisaram 54 estações fluviométricas componentes do SIN. A verificação foi através da aplicação de testes t-Student (para médias) e F (para variâncias), em escalas anuais e trimestrais. Aumento significativo das vazões foi observado nas bacias dos rios Iguaçu, Paraná, Paranapanema, Tietê, Paranaíba e Tocantins, a partir da década de 1970, em concordância com a conclusão de outros estudos anteriormente apresentados.

Freitas (1997) e Pedrosa e Souza (2009) analisaram a estacionariedade de séries, respectivamente, nos Estados do Ceará e Alagoas. Diferentemente dos outros estudos aqui citados a conclusão foi de que não há evidências estatísticas para considerar as séries destes locais não estacionárias.

Percebe-se que muitos estudos a respeito do tema estão disponíveis, com conclusões diversas. Ainda assim, uma comparação direta entre eles não é recomendável, haja vista que diferentes técnicas foram utilizadas. Procura-se no presente trabalho uma fonte de comparação comum que será possível a partir da aplicação de um mesmo método de análise a todas as estações fluviométricas do SIN.

MÉTODOS DE ANÁLISE

Coleta e preparação dos dados

O presente estudo foi feito sobre as séries de vazões naturais. Isso significa dizer que todos os efeitos oriundos da instalação e operação dos reservatórios, bem como ações antrópicas em geral nos cursos d'água, são retirados. Braga et al. (2009) apresentam um estudo com as considerações necessárias para a obtenção de afluências com tais características. É importante ressaltar, contudo, que o processo de naturalização das vazões não exclui a possível condição de não estacionariedade, pois esta se relaciona com uma grande quantidade de fatores de difícil mensuração.



Figura 1 – Divisão de subsistemas do SIN

As séries foram obtidas em escala mensal diretamente do Operador Nacional do Sistema Elétrico através de seu sítio (ONS, 2010). Além de naturalizadas, as afluências estão consistidas, fato que dispensou essa verificação no presente trabalho.

Em números gerais, são 146 séries correspondentes a aproveitamentos hidrelétricos de todos os subsistemas do SIN (Figura 1) em operação ou que entrarão em operação nos próximos anos. Todas as séries possuem o mesmo comprimento de 924 meses, compreendendo janeiro de 1931 a dezembro de 2007. A fim de retirar os efeitos da sazonalidade dos dados, médias anuais foram calculadas, restando séries de afluências com 77 anos cada. Entende-se que a não estacionariedade está associada a efeitos de grande escala e não deve ser confundida com épocas sazonais distintas, nas quais regimes hidrológicos diferenciados causam mudanças no comportamento das afluências.

Testes estatísticos empregados

Como exposto, a verificação da premissa de estacionariedade das séries foi feita com a aplicação de seis testes estatísticos com diferentes enfoques. Os testes utilizados podem ser divididos em duas classes: testes paramétricos e não paramétricos. No primeiro caso, a inferência é feita sobre os momentos amostrais das séries (no caso médias e variâncias). Dessa maneira, há a necessidade de assumir uma distribuição probabilística que permita a parametrização da amostra. No presente estudo, os testes paramétricos utilizados foram t-Student e F-Snedecor. No segundo caso, os testes são efetuados na intenção de se encontrar tendências independentemente dos momentos estatísticos das séries. Os testes não paramétricos aplicados foram Cox-Stuart, Wilcoxon, Coeficiente de Correlação de Spearman e Mann-Kendall. A escolha dos testes seguiu recomendações de referências específicas, tais como Buishand (1984), Chen e Rao (2002) e a anteriormente citada Müller et al. (1998). As formulações são descritas de forma resumida na sequência.

Teste t-Student

O teste t-Student é tido como um dos mais conhecidos e simples de se aplicar. Trata-se de um teste paramétrico sobre médias, assumindo que as amostras envolvidas seguem uma distribuição Normal. Para ser possível a aplicação deste teste, as amostras foram submetidas a uma transformação log-normal. Em estudos hidrológicos brasileiros tradicionais é de praxe esta transformação, pois, física-

mente, o modelo log-normal é mais realista por não permitir vazões negativas em seu domínio (Kelman, 1987; Gomide, 1986).

Este teste é feito sobre duas subamostras, retiradas da amostra principal. Da mesma forma que em Müller et al. (1998), a data escolhida para a divisão da amostra foi no ano de 1969. Portanto, a amostra 1 compreendeu os anos 1931 a 1969 e a amostra 2 foi composta pelos registros dos anos de 1970 a 2007. Para uma série ser considerada estacionária, as médias entre os subperíodos deverão ser estatisticamente semelhantes, sob um determinado nível de significância. Logo, podem-se formular as hipóteses do teste:

- H0 – As subamostras possuem médias estatisticamente semelhantes;
- H1 – As subamostras não possuem médias estatisticamente semelhantes.

Sendo exposta a base teórica do teste, prossegue-se com o equacionamento do mesmo, especificamente ajustado a subamostras de tamanhos e variâncias diferentes (Welch, 1947). O desvio padrão conjunto é calculado por:

$$s_{x_1-x_2} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} \quad (1)$$

onde

s_1^2 e s_2^2 Variâncias amostrais dos subperíodos 1 e 2, respectivamente;

n_1 e n_2 Número de elementos dos subperíodos 1 e 2, respectivamente;

A estatística do teste é dada por:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_{x_1-x_2}} \quad (2)$$

onde

\bar{x}_1 e \bar{x}_2 Médias amostrais dos subperíodos 1 e 2, respectivamente;

No caso da hipótese nula ser verdadeira, diz-se que a amostra segue uma distribuição t, com v graus de liberdade calculados pela equação de Welch-Satterthwaite (Welch, 1947):

$$v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} \right)^2}{(n_1 - 1)} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{(n_2 - 1)}} \quad (3)$$

Uma vez determinados todos os parâmetros, o veredicto do teste é obtido comparando-se o valor calculado de t em ((2) com valores tabelados, para um dado nível de significância.

Teste de Cox-Stuart

Também conhecido por teste dos sinais, é um teste não paramétrico, ou seja, não há a necessidade de assumir nenhuma distribuição probabilística marginal para a amostra em análise e, portanto, não depende da definição de nenhum parâmetro. Como explicam Siegel e Castellan Jr. (1988), o foco principal do teste não é essencialmente quantitativo; ao invés disso, a técnica busca diferenças entre os pares formados por duas subamostras de mesmo tamanho, extraídas da amostra original.

Para uma amostra sem tendências, é de se esperar que o número total de sinais negativos e positivos seja considerado estatisticamente semelhante, sob um nível de significância. Nesse contexto, formulam-se as hipóteses do teste:

- H0 – O número de sinais negativos e positivos é igual (não há tendências);
- H1 – O número de sinais negativos e positivos é diferente (há tendências).

Para subamostras com um número de elementos $n \geq 35$, a estatística do teste Cox-Stuart é aproximada a uma distribuição Normal, com variável padrão calculada por:

$$z = \frac{2x \pm 1 - n}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

onde

x é o menor valor selecionado entre os números totais de elementos positivos ou negativos;

Na comparação da variável calculada em ((4) com valores tabelados da distribuição normal padrão, para um dado nível de significância, chega-se a conclusão sobre a hipótese nula.

Teste de Wilcoxon

Da mesma forma que o anterior, este é um teste não paramétrico e depende da divisão da amostra principal em duas subamostras. A única diferença é que estas não têm a necessidade de conter o mesmo número de elementos, pois a análise não é feita em pares. De acordo com Siegel e Castellan Jr. (1988), este é um dos testes não paramétricos mais poderosos e é o primeiro indicado quando não se deseja assumir nenhuma distribuição probabilística marginal para a amostra.

A teoria envolvida busca verificar se as duas subamostras, em princípio independentes, fazem parte de uma mesma população. Para a verificação da condição de não estacionariedade, a série histórica é dividida da mesma forma que no teste t-Student, ou seja, de 1931 a 1969 e de 1970 a 2007. Caso o teste apresente resultado positivo, a interpretação é que as duas séries pertencem a um mesmo processo, sem a presença da não estacionariedade. Obviamente, a recíproca é verdadeira. Em resumo, adotam-se as hipóteses:

- H0 – As amostras provêm de uma mesma população;
- H1 – As amostras não provêm de uma mesma população.

Após a divisão em subamostras, formam-se dois conjuntos totalizando n_1 e n_2 elementos em cada subamostra. Na sequência, os valores são ordenados em conjunto, atribuindo-se índices (1, 2,..., n_1+n_2). A estatística do teste W é obtida através da soma dos índices de cada amostra, X_1 e X_2 , o que resultar no menor valor. Para amostras consideradas grandes ($n_1 > 10$ ou $n_2 > 10$) a distribuição amostral de W aproxima-se de uma Normal, com variável padrão determinada por:

$$z = \frac{W - n_1(n_1 + n_2 + 1)/2}{\sqrt{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)/12}} \quad (5)$$

Comparando-se o valor da estatística em ((5)) com a tabela da distribuição Normal, sob determinado nível de significância, chega-se à conclusão sobre a hipótese nula.

Teste do Coeficiente de Correlação de Spearman

Também de conotação não paramétrica, este teste se diferencia dos anteriores por considerar a amostra como um todo, sem necessitar subdivisões.

É tido como uma técnica rigorosa, extremamente eficiente e que já foi aplicada em estudos anteriores justamente na verificação da estacionariedade de séries hidrológicas (Müller et al., 1998). No citado estudo, em particular, os autores selecionaram o teste de Spearman como o mais consistente em comparação a outros, inclusive sobre os três anteriormente apresentados. As hipóteses a serem testadas são:

- H0 – A série é homogênea (não há tendências);
- H1 – A série não é homogênea (há tendências)

A primeira ação é atribuir índices à série original; a seguir a série é ordenada e novos índices são atribuídos. A diferença entre o índice que um elemento adquire na série original e o que este mesmo elemento assume na série ordenada, denotada por d_i , determina a variável chave do teste. O coeficiente de correlação de Spearman é calculado através da expressão (Siegel e Castellan Jr. 1988):

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n} \quad (6)$$

onde

n é número de elementos da amostra;

Para grandes amostras, a verificação da hipótese nula é feita sobre a distribuição t, calculada através da equação:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (7)$$

A comparação do valor calculado em ((7)) com o valor tabelado, sob um nível de significância, permite a conclusão acerca da hipótese nula.

Teste de Mann-Kendall

Assim como os três últimos testes apresentados, o teste de Mann-Kendall se classifica como não paramétrico. Além disso, esta inferência adota a série completa, sem divisões. Dada uma série, parte-se do pressuposto que, ao sortear de forma aleatória qualquer elemento desta série, assume-se estatisticamente que este elemento provém de uma única população. As hipóteses são dadas, portanto, por:

- H0 – Todos os elementos amostrais são sorteados de modo independente de uma mesma população;
- H1 – Todos os elementos amostrais não são sorteados de modo independente de uma mesma população.

Estas condições são verificadas através de alguns cálculos (ELETROBRÁS, 1987):

$$S = \sum_{i=1}^{t-1} t_i - \sum_{i=1}^{n-1} s_i \quad (8)$$

onde

t_i número de $x_j \leq x_i$, com $i < j < n$;
 s_i número de $x_j > x_i$, com $i < j < n$;
 n tamanho da amostra;

Dessa maneira, fixando-se um ano i , verificam-se quantos elementos posteriores ($j, j+1, j+2, \dots$) são maiores ou menores a ele, de acordo com as definições de t_i e s_i . Uma vez calculada a equação ((8)), a estatística do teste pode ser determinada:

$$V = \frac{S - 1}{\left(\frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \right)^{0.25}} \quad (9)$$

Comparando-se o valor da estatística em ((9)) com a tabela da distribuição Normal, sob determinado nível de significância, chega-se à conclusão sobre a hipótese nula.

Teste F-Snedecor

Este último teste é classificado como paramétrico sobre variâncias e é semelhante ao teste t-Student ao assumir que as amostras seguem uma distribuição de probabilidades marginal Normal. As amostras foram submetidas a uma transformação log-normal, como explicado anteriormente.

O teste é feito sobre duas subamostras extraídas da amostra original. A intenção é avaliar se as variâncias das subamostras são estatisticamente semelhantes, sob determinado nível de significância. Assim, formulam-se as hipóteses:

- H0 – As subamostras possuem variâncias estatisticamente semelhantes;
- H1 – As subamostras não possuem variâncias estatisticamente semelhantes.

A estatística do teste é dada por (Snedecor e Cochran, 1989):

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad (10)$$

onde

s_1^2 e s_2^2 Variâncias amostrais dos subperíodos 1 e 2, respectivamente;

A comparação da estatística em ((10)) com a distribuição F para n_1-1 e n_2-1 graus de liberdade fornece o veredicto para o teste.

Condições gerais para aplicação dos testes

Os seis testes estatísticos apresentados foram aplicados a todas as séries consideradas no estudo, com a intenção de detectar a condição de não estacionariedade. Na maioria dos casos, optou-se pelos testes não paramétricos levando em consideração que assumir uma distribuição estatística (Gaussiana, no caso) para todas as usinas do estudo seria uma simplificação desnecessária.

Embora a busca de prováveis causas que levaram os regimes históricos de afluências a variar com o tempo não faça parte do escopo do trabalho, estudos como os de Genta et al. (1997), Müller et al. (1998), Tucci (2007) e Batista et al. (2009) fornecem subsídios importantes para aplicação dos testes. Dentre as diversas análises presentes, todos chegaram à conclusão que o final da década de 1960 marcou um período crítico no tocante à estacionariedade das afluências nos principais rios brasileiros. Essa informação é de primordial importância na aplicação dos testes que dependem da divisão da amostra principal em subamostras. Sob esse contexto, o ano limite para essa divisão foi fixado em 1969.

Todos os testes utilizados no estudo são bilaterais. Esta classe de testes rejeita a hipótese nula se a estatística de cada teste for suficientemente grande ou suficientemente pequena. Desta forma, as distribuições possuem duas regiões críticas, à esquerda e à direita da hipótese nula. O nível de significância adotado para os seis testes foi de 5%.

Antes de apresentar os resultados obtidos, é necessário comentar sobre a premissa básica para aplicação dos testes estatísticos. De uma forma geral, todos assumem a independência serial entre as variáveis em análise. Como vazões apresentam correlações em série, os resultados dos testes poderiam ser considerados sem fundamento. Com essa premissa em mente, Müller et al. (1998) efetuaram simula-

Tabela 1 – Resultados da aplicação dos testes estatísticos

Código Usina - Nome	Subsistema	Rio	p-valores					
			t	CS	W	SP	MK	F
1 – CAMARGOS	1-SUDESTE	GRANDE	0,111	0,137	0,057	0,046	0,055	0,481
2 – ITUTINGA	1-SUDESTE	GRANDE	0,111	0,137	0,057	0,046	0,055	0,481
4 - FUNIL GRANDE	1-SUDESTE	GRANDE	0,676	0,137	0,356	0,152	0,147	0,545
6 – FURNAS	1-SUDESTE	GRANDE	0,937	0,354	0,586	0,331	0,357	0,892
7- M. DE MORAES	1-SUDESTE	GRANDE	0,652	0,287	0,389	0,264	0,295	0,681
8 – ESTREITO	1-SUDESTE	GRANDE	0,677	0,287	0,384	0,269	0,301	0,693
9 – JAGUARA	1-SUDESTE	GRANDE	0,688	0,287	0,418	0,282	0,312	0,697
10 – IGARAPAVA	1-SUDESTE	GRANDE	0,712	0,287	0,436	0,291	0,320	0,712
11 - VOLTA GRANDE	1-SUDESTE	GRANDE	0,787	0,287	0,505	0,315	0,343	0,740
12 - PORTO COLÔMBIA	1-SUDESTE	GRANDE	0,917	0,354	0,572	0,342	0,371	0,817
14 – CACONDE	1-SUDESTE	PARDO	0,569	0,354	0,676	0,284	0,303	0,360
15 - EUCLIDES DA CUNHA	1-SUDESTE	PARDO	0,504	0,209	0,343	0,334	0,329	0,564
16 – A. SALLES OLIVEIRA	1-SUDESTE	PARDO	0,503	0,209	0,328	0,327	0,324	0,561
17 – MARIMBONDO	1-SUDESTE	GRANDE	0,138	0,287	0,278	0,225	0,251	0,463
18 - AGUA VERMELHA	1-SUDESTE	GRANDE	0,197	0,354	0,398	0,316	0,338	0,490
20 – BATALHA	1-SUDESTE	SÃO MARCOS	0,381	0,394	0,521	0,398	0,399	0,109
21 - SERRA DO FACÃO	1-SUDESTE	SÃO MARCOS	0,473	0,399	0,544	0,393	0,388	0,214
24 – EMBORCAÇÃO	1-SUDESTE	PARANAÍBA	0,365	0,354	0,412	0,378	0,384	0,136
25 - NOVA PONTE	1-SUDESTE	ARAGUARI	0,143	0,287	0,117	0,210	0,217	0,879
26 – MIRANDA	1-SUDESTE	ARAGUARI	0,295	0,394	0,239	0,345	0,349	0,624
27 - CAPIM BRANCO 1	1-SUDESTE	ARAGUARI	0,332	0,394	0,252	0,355	0,363	0,592
28 - CAPIM BRANCO 2	1-SUDESTE	ARAGUARI	0,417	0,399	0,326	0,385	0,390	0,543
29 - CORUMBÁ IV	1-SUDESTE	CORUMBÁ	0,433	0,394	0,454	0,392	0,391	0,745
30 - CORUMBÁ I	1-SUDESTE	CORUMBÁ	0,535	0,354	0,476	0,351	0,341	0,981
31 – ITUMBIARA	1-SUDESTE	PARANAÍBA	0,186	0,354	0,180	0,300	0,305	0,603
32 - CACHOEIRA DOURADA	1-SUDESTE	PARANAÍBA	0,232	0,354	0,227	0,330	0,340	0,682
33 - SÃO SIMÃO	1-SUDESTE	PARANAÍBA	0,066	0,137	0,090	0,022	0,022	0,836
34 - ILHA SOLTEIRA	1-SUDESTE	PARANÁ	0,038	0,287	0,042	0,018	0,017	0,867
37 - BARRA BONITA	1-SUDESTE	TIETÊ	0,014	0,003	0,015	0,009	0,016	0,638
38 - ÁLVARO DE S. LIMA	1-SUDESTE	TIETÊ	0,014	0,009	0,013	0,008	0,013	0,722
39 – IBITINGA	1-SUDESTE	TIETÊ	0,004	0,009	0,006	0,004	0,008	0,576
40 – PROMISSÃO	1-SUDESTE	TIETÊ	0,002	0,021	0,002	0,003	0,007	0,423
42 - NOVA AVANHANDAVA	1-SUDESTE	TIETÊ	0,001	0,021	0,001	0,002	0,005	0,394
43 - TRÊS IRMÃOS	1-SUDESTE	TIETÊ	0,001	0,009	0,001	0,002	0,004	0,323
45 – JUPIA	1-SUDESTE	PARANÁ	0,003	0,043	0,002	0,000	0,001	0,777
46 - PORTO PRIMAVERA	1-SUDESTE	PARANÁ	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,960
47 – JURUMIRIM	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,336
48 – PIRAJU	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,336
49 – CHAVANTES	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,720

Código Usina - Nome	Subsistema	Rio	p-valores					
			t	CS	W	SP	MK	F
50 - LUCAS N. GARCEZ	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,475
51 - CANOAS II	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,461
52 - CANOAS I	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,435
57 – MAUÁ	2-SUL	PARANAPANEMA	0,001	0,043	0,002	0,012	0,011	0,367
61 – CAPIVARA	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,991
62 – TAQUARUÇU	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,980
63 – ROSANA	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,643
66 – ITAIPU	1-SUDESTE	PARANÁ	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,553
71 - SANTA CLARA PR	2-SUL	JORDÃO	0,008	0,137	0,011	0,026	0,030	0,720
72 – FUNDÃO	2-SUL	JORDÃO	0,007	0,137	0,010	0,024	0,028	0,683
73- JORDÃO	2-SUL	JORDÃO	0,021	0,081	0,024	0,008	0,108	0,166
74 – GOV. BENTO MUNHOZ	2-SUL	IGUAÇU	0,007	0,081	0,007	0,049	0,052	0,615
76 – SEGREDO	2-SUL	IGUAÇU	0,001	0,081	0,001	0,007	0,010	0,860
77- SALTO SANTIAGO	2-SUL	IGUAÇU	0,001	0,081	0,001	0,008	0,010	0,816
78- SALTO OSÓRIO	2-SUL	IGUAÇU	0,001	0,081	0,001	0,007	0,008	0,815
82 - SALTO CAXIAS	2-SUL	IGUAÇU	0,001	0,137	0,001	0,006	0,007	0,903
83 - BAIXO IGUAÇU	2-SUL	PELOTAS	0,001	0,137	0,001	0,006	0,007	0,902
86 - BARRA GRANDE	2-SUL	PELOTAS	0,004	0,081	0,008	0,009	0,010	0,134
90 - CAMPOS NOVOS	2-SUL	CANOAS	0,005	0,081	0,007	0,009	0,011	0,728
91 – MACHADINHO	2-SUL	URUGUAI	0,004	0,043	0,005	0,008	0,008	0,369
92 – ITÁ	2-SUL	URUGUAI	0,005	0,137	0,011	0,017	0,017	0,319
93 - PASSO FUNDO	2-SUL	PASSO FUNDO	0,006	0,209	0,007	0,007	0,009	0,622
94 – MONJOLINHO	2-SUL	MONJOLINHO	0,001	0,043	0,002	0,002	0,002	0,946
95 - QUEBRA-QUEIXO	2-SUL	CHAPECÓ	0,000	0,081	0,000	0,001	0,001	0,409
97 - CASTRO ALVES	2-SUL	TAQUARI-ANTAS	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,054
98 - MONTE CLARO	2-SUL	TAQUARI-ANTAS	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,025
99 - 14 DE JULHO	2-SUL	TAQUARI-ANTAS	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,023
101 - SÃO JOSÉ	2-SUL	IJUÍ	0,000	0,081	0,001	0,000	0,001	0,664
102 - PASSO SÃO JOÃO	2-SUL	IJUÍ	0,000	0,081	0,001	0,000	0,001	0,658
103 - FOZ CHAPECO	2-SUL	CHAPECÓ	0,003	0,137	0,007	0,013	0,015	0,365
105 - PONTE NOVA	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,310	0,354	0,233	0,239	0,186	0,726
107 - EDGARD DE SOUZA	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,085
108 – TRAIÇÃO	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,394	0,287	0,866	0,389	0,399	0,767
109 – PEDREIRA	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,845	0,354	0,988	0,398	0,398	0,582
110 – ERNESTINA	2-SUL	JACUÍ	0,000	0,021	0,001	0,001	0,002	0,595
111 - PASSO REAL	2-SUL	JACUÍ	0,026	0,137	0,032	0,039	0,048	0,066
112 – JACUI	2-SUL	JACUÍ	0,025	0,137	0,030	0,037	0,046	0,065
113 – ITAÚBA	2-SUL	JACUÍ	0,015	0,137	0,020	0,021	0,025	0,090
114 - DONA FRANCISCA	2-SUL	JACUÍ	0,052	0,081	0,057	0,058	0,071	0,197
115 - CAPIVARI CACHOEIRA	2-SUL	CAPIVARI	0,016	0,021	0,029	0,036	0,039	0,083

Código Usina - Nome	Subsistema	Rio	p-valores					
			t	CS	W	SP	MK	F
117 – GUARAPIRANGA	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,192	0,081	0,582	0,313	0,351	0,799
118 – BILLINGS	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,845	0,354	0,988	0,398	0,398	0,582
119 - HENRY BORDEN	1-SUDESTE	TIETÊ E TRIBUTÁRIOS	0,013	0,009	0,069	0,051	0,066	0,633
120 – JAGUARI	1-SUDESTE	JAGUARI	0,017	0,043	0,007	0,005	0,009	0,655
121 – PARAIBUNA	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,352	0,081	0,392	0,367	0,366	0,747
122 - SANTA BRANCA	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,809	0,354	0,923	0,398	0,398	0,611
123 – FUNIL	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,051	0,081	0,027	0,039	0,053	0,670
124 – LAJES	1-SUDESTE	RIBEIRÃO DAS LAJES	0,230	0,394	0,280	0,255	0,253	0,833
125 - SANTA CECILIA	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,435	0,287	0,216	0,125	0,133	0,221
126 – PICADA	1-SUDESTE	DO PEIXE	0,302	0,394	0,059	0,049	0,056	0,184
127 – SOBRAGI	1-SUDESTE	PARAIBUNA	0,053	0,287	0,015	0,003	0,006	0,757
129 – SIMPLÍCIO	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,274	0,209	0,111	0,110	0,147	0,192
130 - ILHA DOS POMBOS	1-SUDESTE	PARAÍBA DO SUL	0,288	0,209	0,138	0,144	0,202	0,199
131 - NILO PEÇANHA	1-SUDESTE	BOMBEADA	0,935	0,354	0,665	0,218	0,227	0,451
132 – FONTES	1-SUDESTE	PARAIBA DO SUL	0,586	0,287	0,430	0,223	0,209	0,995
133 - PEREIRA PASSOS	1-SUDESTE	PARAIBA DO SUL	0,816	0,354	0,495	0,185	0,184	0,417
134 - SALTO GRANDE	1-SUDESTE	SANTO ANTÔNIO	0,057	0,287	0,043	0,031	0,036	0,760
135 - PORTO ESTRELA	1-SUDESTE	SANTO ANTÔNIO	0,053	0,287	0,042	0,028	0,035	0,755
139 – CANDONGA	1-SUDESTE	DOCE	0,146	0,287	0,062	0,040	0,066	0,987
141 – BAGUARI	1-SUDESTE	DOCE	0,092	0,209	0,056	0,024	0,019	0,932
143 – AIMORÉS	1-SUDESTE	DOCE	0,086	0,209	0,048	0,017	0,015	0,756
144 – MASCARENHAS	1-SUDESTE	DOCE	0,083	0,209	0,044	0,018	0,016	0,754
148 – IRAPÉ	1-SUDESTE	JEQUITINHONHA	0,911	0,399	0,555	0,315	0,320	0,699
153 - SÃO DOMINGOS	1-SUDESTE	VERDE/SÃO DOMINGOS	0,049	0,287	0,109	0,005	0,009	0,014
154 – ITAPEBI	3-NORDESTE	JEQUITINHONHA	0,892	0,287	0,992	0,379	0,376	0,909
155 - RETIRO BAIXO	1-SUDESTE	PARAOPEBA	0,202	0,287	0,448	0,267	0,259	0,705
156 - TRÊS MARIAS	1-SUDESTE	SÃO FRANCISCO	0,802	0,354	0,448	0,345	0,361	0,556
162 – QUEIMADO	1-SUDESTE	PRETO	0,189	0,287	0,196	0,121	0,091	0,167
169 – SOBRADINHO	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,112	0,137	0,060	0,049	0,066	0,181
172 – ITAPARICA	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,156	0,209	0,071	0,051	0,064	0,174
173 – MOXOTÓ	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,196	0,209	0,125	0,084	0,097	0,168
174 - PAULO AFONSO 123	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,196	0,209	0,125	0,084	0,097	0,168
175 - PAULO AFONSO 4	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,196	0,209	0,125	0,084	0,097	0,168
178 – XINGÓ	3-NORDESTE	SÃO FRANCISCO	0,196	0,209	0,125	0,084	0,097	0,168
180 – TÓCOS	1-SUDESTE	PIRAÍ	0,260	0,394	0,333	0,223	0,184	0,615
181 – SANTANA	1-SUDESTE	—	0,838	0,354	0,586	0,217	0,213	0,263
182 – VIGÁRIO	1-SUDESTE	—	0,886	0,394	0,561	0,212	0,206	0,354
185 - BARRA DO BRAUNA	1-SUDESTE	POMBA	0,003	0,081	0,001	0,001	0,003	0,672
189 - PEDRA DO CAVALO	3-NORDESTE	PARAGUAÇU	0,519	0,394	0,600	0,275	0,280	0,552
190 - BOA ESPERANÇA	3-NORDESTE	PARNAÍBA	0,670	0,394	0,799	0,160	0,151	0,060

Código Usina - Nome	Subsistema	Rio	p-valores					
			t	CS	W	SP	MK	F
192 - GUILMAN-AMORIM	1-SUDESTE	PIRACICABA	0,044	0,209	0,012	0,011	0,016	0,772
193 - SÁ CARVALHO	1-SUDESTE	PIRACICABA	0,042	0,209	0,011	0,011	0,014	0,757
195 - JAURU	1-SUDESTE	JAURU	0,008	0,021	0,014	0,000	0,000	0,975
196 - GUAPORÉ	1-SUDESTE	GUAPORÉ	0,000	0,003	0,000	0,000	0,000	0,184
203 - CORUMBÁ III	1-SUDESTE	CORUMBÁ	0,416	0,394	0,492	0,380	0,379	0,779
215 - SALTO PILÃO	2-SUL	ITAJAÍ-AÇÚ	0,000	0,009	0,000	0,000	0,000	0,831
217 - ROSAL	1-SUDESTE	ITABAPOANA	0,187	0,137	0,430	0,199	0,232	0,118
241 - SALTO RIO VERDINHO	1-SUDESTE	VERDE	0,004	0,043	0,004	0,005	0,018	0,187
249 - OURINHOS	1-SUDESTE	PARANAPANEMA	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,722
251 - SERRA DA MESA	1-SUDESTE	TOCANTINS	0,563	0,394	0,636	0,120	0,151	0,894
252 - CANA BRAVA	1-SUDESTE	TOCANTINS	0,954	0,399	0,891	0,237	0,270	0,698
253 - SÃO SALVADOR	1-SUDESTE	TOCANTINS	0,861	0,399	0,827	0,271	0,307	0,531
257 - PEIXE ANGICAL	1-SUDESTE	TOCANTINS	0,873	0,394	0,939	0,213	0,217	0,409
261 - LAJEADO	1-SUDESTE	TOCANTINS	0,950	0,394	0,795	0,302	0,312	0,312
262 - SALTO	1-SUDESTE	VERDE	0,004	0,043	0,004	0,004	0,016	0,192
272 - CURUÁ-UNÁ	4-NORTE	CURUÁ-UNA	0,262	0,209	0,161	0,197	0,227	0,026
275 - TUCURUÍ	4-NORTE	TOCANTINS	0,454	0,137	0,321	0,376	0,367	0,318
278 - MANSO	1-SUDESTE	MANSO	0,047	0,137	0,038	0,028	0,042	0,519
279 - SAMUEL	4-NORTE	JAMARI	0,439	0,394	0,866	0,356	0,354	0,000
281 - PONTE PEDRA	1-SUDESTE	CORRENTE	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003
283 - SANTA CLARA MG	1-SUDESTE	CORRENTE	0,465	0,287	0,421	0,351	0,340	0,219
290 - ESPORA	1-SUDESTE	CORRENTES	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002
304 - ITIQUIRA I	1-SUDESTE	ITIQUIRA	0,203	0,021	0,027	0,003	0,013	0,000
305 - ITIQUIRA II	1-SUDESTE	ITIQUIRA	0,203	0,021	0,027	0,003	0,013	0,000
311 - CAÇU	1-SUDESTE	CLARO	0,018	0,021	0,017	0,064	0,105	0,400
312 - B. DOS COQUEIROS	1-SUDESTE	CLARO	0,021	0,021	0,020	0,073	0,113	0,404
315 - FOZ DO RIO CLARO	1-SUDESTE	CLARO	0,023	0,021	0,022	0,075	0,112	0,396

ções através do Método de Monte Carlo para estações fluviométricas, na intenção de avaliar a validade da aplicação dos testes em sua formulação original. A conclusão foi a de que as correlações em série nos postos são baixas, comparáveis aos limites de significância utilizados. Assim, a aplicação dos testes e seus resultados foram considerados válidos.

RESULTADOS

A Tabela 1 mostra os resultados da aplicação dos seis testes para as estações fluviométricas consideradas neste trabalho. Os códigos das estações

seguem o padrão do Operador Nacional do Sistema Elétrico. As abreviações utilizadas são as seguintes: t, para o teste t-Student; CS, para o teste de Cox-Stuart; W, para o teste de Wilcoxon; SP, para o teste do Coeficiente de Correlação de Spearman; MK, para o teste de Mann-Kendall e F para o teste F-Snedecor.

Optou-se por não exibir os resultados em termos do binário “aceita/rejeita”, mas através dos chamados p-valores. Estes índices de probabilidade fornecem uma melhor noção dos resultados de cada teste. Considerando-se que as séries históricas são apenas uma realização do processo estocástico subjacente pode-se dizer, em termos estatísticos, que está se trabalhando com uma amostra retirada de

Tabela 2 – Estatísticas para séries consideradas não estacionárias na média ou sem tendências significativas

Código Usina - Nome	Estatísticas								
	-2S1	$\bar{M}1$	+2S1	-2S2	$\bar{M}2$	+2S2	VAR1	VAR \bar{M}	VAR2
34 - ILHA SOLTEIRA	4728	5009	5291	5287	5582	5878	10,57	10,26	9,98
37 - BARRA BONITA	342	365	388	409	435	461	16,44	16,16	15,91
38 - ÁLVARO DE S. LIMA	386	412	437	461	490	518	16,24	15,92	15,63
39 – IBITINGA	465	495	524	564	597	630	17,54	17,15	16,80
40 – PROMISSÃO	561	597	633	692	731	769	19,02	18,34	17,74
42 - NOVA AVANHANDAVA	595	633	672	745	788	831	20,23	19,63	19,09
43 - TRES IRMÃOS	639	681	723	800	844	889	20,04	19,36	18,74
45 – JUPIA	5579	5903	6227	6509	6847	7185	14,29	13,78	13,32
46 - PORTO PRIMAVERA	6203	6537	6870	7445	7810	8175	16,68	16,30	15,96
47 – JURUMIRIM	182	192	202	237	251	265	23,03	23,52	23,96
48 – PIRAJU	187	197	207	242	257	271	22,94	23,44	23,89
49 – CHAVANTES	276	291	306	365	387	410	24,52	24,99	25,40
50 - LUCAS N. GARCEZ	367	385	403	490	518	546	25,12	25,67	26,16
51 - CANOAS II	373	392	411	499	528	557	25,17	25,72	26,22
52 - CANOAS I	388	407	426	519	549	578	25,26	25,83	26,33
57 – MAUÁ	218	236	255	297	318	339	26,74	25,69	24,78
61 – CAPIVARA	842	891	941	1188	1258	1328	29,14	29,14	29,13
62 – TAQUARUÇU	884	936	988	1262	1335	1409	29,97	29,92	29,87
63 – ROSANA	1005	1066	1127	1410	1489	1569	28,71	28,43	28,18
66 – ITAIPU	8248	8641	9034	11114	11562	12009	25,79	25,26	24,78
71 - SANTA CLARA PR	83	89	96	105	113	121	20,93	20,96	20,99
72 – FUNDÃO	87	94	100	110	119	127	21,09	21,11	21,13
73 – JORDÃO	18	22	27	28	36	43	37,25	37,55	37,76
74 – GOV. BENTO MUNHOZ	528	567	607	672	721	771	21,50	21,33	21,19
76 – SEGREDO	672	721	769	897	958	1019	25,03	24,75	24,51
77- SALTO SANTIAGO	779	838	897	1056	1134	1213	26,19	26,12	26,07
78- SALTO OSÓRIO	816	877	939	1106	1188	1270	26,25	26,18	26,12
82 - SALTO CAXIAS	1048	1127	1205	1419	1524	1629	26,11	26,05	26,00
83 - BAIXO IGUAÇU	1133	1218	1303	1533	1647	1761	26,10	26,05	26,00
86 - BARRA GRANDE	220	240	260	279	300	321	21,17	20,00	18,98
90 - CAMPOS NOVOS	246	266	286	321	347	374	23,42	23,43	23,43
91 – MACHADINHO	583	632	681	756	814	872	22,92	22,35	21,86
92 – ITÁ	827	899	970	1066	1149	1233	22,41	21,82	21,31
93 - PASSO FUNDO	45	48	52	58	63	68	23,09	22,98	22,88
94 – MONJOLINHO	74	80	86	103	112	121	28,63	28,76	28,87
95 - QUEBRA-QUEIXO	60	65	70	86	93	99	30,77	29,91	29,16
97 - CASTRO ALVES	113	124	134	163	176	189	30,86	29,74	28,78
98 - MONTE CLARO	211	233	254	297	321	344	28,90	27,44	26,18
99 - 14 DE JULHO	218	240	262	307	331	356	29,03	27,56	26,29

Código Usina - Nome	Estatísticas								
	-2S1	M1	+2S1	-2S2	M2	+2S2	VAR1	VAR M	VAR2
101 - SÃO JOSÉ	178	194	209	259	280	302	31,05	30,96	30,89
102 - PASSO SÃO JOÃO	185	201	217	269	291	314	31,07	30,98	30,89
103 - FOZ CHAPECO	1001	1087	1173	1304	1406	1508	23,22	22,70	22,25
107 - EDGARD DE SOUZA	84	89	94	116	122	128	27,38	27,10	26,85
110 - ERNESTINA	21	23	25	32	35	38	33,36	33,60	33,81
111 - PASSO REAL	171	186	202	207	223	238	17,33	16,27	15,35
112 - JACUI	172	188	203	208	224	240	17,38	16,32	15,39
113 - ITAÚBA	216	235	255	267	288	309	19,06	18,30	17,64
114 - DONA FRANCISCA	274	297	320	321	346	372	14,61	14,27	13,98
115 - CAPIVARI CACHOEIRA	17	18	19	20	21	22	12,76	12,90	13,03
119 - HENRY BORDEN	36	37	39	39	41	44	9,67	10,07	10,42
120 - JAGUARI	28	29	31	25	26	28	-12,38	-12,04	-11,72
123 - FUNIL	225	239	253	205	216	227	-9,79	-10,51	-11,15
127 - SOBRAGI	78	83	87	71	74	78	-10,76	-11,06	-11,33
134 - SALTO GRANDE	155	165	176	136	146	157	-14,33	-12,96	-11,79
135 - PORTO ESTRELA	162	173	183	142	153	164	-14,52	-13,16	-11,97
143 - AIMORÉS	834	889	945	745	798	851	-11,98	-11,48	-11,04
144 - MASCARENHAS	968	1033	1098	863	925	988	-12,19	-11,65	-11,19
153 - SÃO DOMINGOS	120	122	124	125	127	130	4,24	4,26	4,29
185 - BARRA DO BRAUNA	118	125	133	98	104	111	-20,58	-20,37	-20,18
192 - GUILMAN-AMORIM	78	83	88	69	74	79	-12,82	-12,35	-11,94
193 - SÁ CARVALHO	85	91	97	75	81	86	-12,96	-12,49	-12,08
195 - JAURU	88	90	91	83	85	86	-6,06	-6,25	-6,43
196 - GUAPORÉ	45	46	47	38	39	40	-19,64	-19,33	-19,02
215 - SALTO PILÃO	84	91	98	128	138	147	34,21	33,60	33,08
241 - SALTO RIO VERDINHO	182	188	194	198	205	211	8,06	8,13	8,19
249 - OURINHOS	279	294	310	370	392	415	24,48	24,95	25,38
262 - SALTO	167	173	178	182	188	194	8,12	8,18	8,24
278 - MANSO	154	164	174	166	179	191	7,41	8,05	8,60
281 - PONTE PEDRA	70	72	73	81	83	85	12,73	13,21	13,67
290 - ESPORA	53	55	56	67	69	71	20,93	21,21	21,47
304 - ITIQUIRA I	68	71	74	74	77	80	7,09	7,16	7,23
305 - ITIQUIRA II	68	71	74	74	77	80	7,09	7,16	7,23
311 - CAÇU	176	185	193	194	204	213	9,22	9,34	9,46
312 - BARRA DE COQUEIROS	184	192	201	202	212	221	8,97	9,09	9,19
315 - FOZ DO RIO CLARO	197	206	216	216	227	237	8,83	8,94	9,04

uma população. Assim, os p-valores para os testes bilaterais são interpretados como a probabilidade de se observar, em outra amostra retirada da mesma população, uma estatística maior (ou menor) do

que a observada com a amostra testada. Em meio a esse raciocínio, quanto menores os p-valores maiores as evidências de não-estacionariedade, dado que a formulação de todas as hipóteses nulas assu-

me, a priori, a estacionariedade das séries. Em conformidade com a condição de aplicação dos testes, os p-valores exibidos se referem às probabilidades associadas aos testes bilaterais.

As usinas em negrito foram as que obtiveram rejeição na maioria dos testes aplicados. Para esse resultado, excluíram-se os veredictos do teste F-Snedecor, que diferiram substancialmente dos demais. Portanto considera-se que as séries de afluições representativas das usinas em destaque possuem indício significativo de não estacionariedade na média. Percebe-se também que os p-valores para estas usinas são muito baixos, em concordância com a explicação mencionada anteriormente.

A fim de investigar o comportamento das séries consideradas não estacionárias em relação à média ou à presença de tendências, segundo o critério apresentado no parágrafo anterior, algumas estatísticas básicas foram calculadas. Estes índices levaram em consideração a mesma divisão de períodos utilizada nos testes com subamostras. Assim, determinaram-se as médias dos anos anteriores e posteriores a 1969. Os valores foram calculados em intervalos de confiança para dois desvios padrão e estão mostrados na Tabela 2. As últimas três colunas exibem a variação percentual entre os períodos.

As siglas utilizadas na Tabela 2 são: $\pm 2Si$ para variações no intervalo de confiança determinados para dois desvios padrão no período i ; M_i para a média no período i ; VAR para as variações percentuais nos períodos i e para a média M . Em todos os casos $i=1,2$.

ANÁLISE DOS RESULTADOS

Em números gerais, das 146 usinas analisadas, 75 possuem séries com evidências de não estacionariedade, ao obter a maioria das rejeições nos testes aplicados.

Enfocando a análise em termos de subsistemas, há uma clara tendência nas séries, como demonstra a Tabela 3.

Em específico, o subsistema 2-Sul não possui nenhuma série estatisticamente estacionária. Por outro lado, nos subsistemas 3-Nordeste e 4-Norte, as séries podem ser consideradas estatisticamente estacionárias. A maioria das usinas brasileiras se situa no subsistema 1-Sudeste, que apresentou resultados divididos. Ainda assim, destaca-se que foi constatada a maioria das séries com a evidência de não estacionariedade.

Tabela 3 – Resumo dos resultados

Subsistema	E	NE	Total
1-Sudeste	59	45	104
2-Sul	0	30	30
3-Nordeste	9	0	9
4-Norte	3	0	3
Total	71	75	146

*E – Estacionárias; NE – Não Estacionárias

Examinando as estatísticas expressas pela Tabela 2, percebe-se que na grande maioria dos casos os índices de variação são significativos, atingindo a média geral de aproximadamente 21% de aumento das afluições entre um período e outro. Por outro lado, variações negativas foram também detectadas, embora se restrinjam somente ao subsistema 1-Sudeste. Ao analisar a localização geográfica dessas usinas, nota-se que todas se encontram próximas a regiões de grandes áreas urbanas, nos Estados de São Paulo e Minas Gerais. As exceções são as usinas de Guaporé e Jauru, ambas localizadas no extremo oeste do estado do Mato Grosso.

A Tabela 1 mostra ainda uma divisão referente ao teste F-Snedecor para variâncias. O isolamento desse teste, em particular, ocorreu devido à constatação de que, das 75 séries consideradas não estacionárias na média (pelo teste paramétrico t-Student) ou sem tendências (pelos demais testes não paramétricos), 66 (ou 88%) foram consideradas estacionárias na variância. Por ser uma variável que mede a dispersão estatística em torno da média, esse resultado mostra que, embora os volumes de afluições tenham apresentado tendências de aumento (ou diminuição), a faixa de variação da grande maioria das séries se manteve.

No tocante aos demais testes aplicados, nota-se que todos indicaram tendências semelhantes. O teste de Cox-Stuart foi o que demonstrou as maiores discrepâncias em comparação aos outros, como se pode ver pelos p-valores obtidos (Tabela 1). Sob um ponto de vista global, o teste do Coeficiente de Correlação de Spearman se mostrou o mais rígido e consistente, constatação também apontada no trabalho de Müller et al. (1998).

Sabe-se que o comportamento original dos processos naturais não é estacionário em nenhum grau. Essa simplificação é adotada em modelos hidrológicos pela complexidade em se calcular parâmetros de processos cujos momentos estatísticos variam no tempo. Entretanto, com base nos resulta-

dos e taxas de variação obtidos neste trabalho, fica evidente que assumir esta simplificação para as afluências históricas de muitas das usinas brasileiras é arriscado. Por esse motivo, sugere-se no item a seguir um método simples de correção desta condição indesejável.

MÉTODO PARA CORREÇÃO DA NÃO ESTACIONARIEDADE

Sob o contexto dos modelos autorregressivos, comuns na modelagem de afluências, uma formulação específica é comumente aplicada. Chamada de ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model) (Box et al., 1994; Hipel e McLeod, 1994), esta classe de modelos considera uma parcela de “diferenciação” no método. Em outras palavras, um processo não estacionário é encarado como a soma de d processos estacionários. Claramente, modelos que adotam essa solução aumentam a complexidade e o volume dos cálculos, por conter uma carga extra de parâmetros.

Outro método, mais parcimonioso, utiliza-se do pré-processamento das séries. Em uma análise mais complexa ou com elevado número de séries a considerar, por exemplo, esta técnica pode ser empregada para diminuir o custo computacional que o modelo exigirá.

O método de correção a ser sugerido foi utilizado primeiramente por Mine et al. (2009) e depois em Batista et al. (2009). Ele parte do princípio que, em uma série estacionária, é esperado que o traçado gráfico da curva acumulativa de vazões em uma estação fluviométrica possa ser ajustado por uma linha de tendência contínua ao longo de todo o período. Uma mudança na declividade da curva faria com que duas retas de tendência possam ser ajustadas, uma para cada período. Essa condição, por sua vez, caracterizaria uma série não estacionária. A Figura 2 ilustra a diferença mencionada.

A correção da não estacionariedade é feita através do cálculo dos coeficientes angulares das duas retas ajustadas. Adotando-se novamente a divisão de períodos no ano de 1969, determina-se o coeficiente angular do período mais recente (de 1970 a 2007) e multiplica-se o valor ao período mais antigo (de 1931 a 1969), linearizando a tendência. Como dito, trata-se de um método simples, mas que traz bons resultados. A

Figura 3 mostra o método aplicado às afluências acumuladas da usina de Salto Osório.

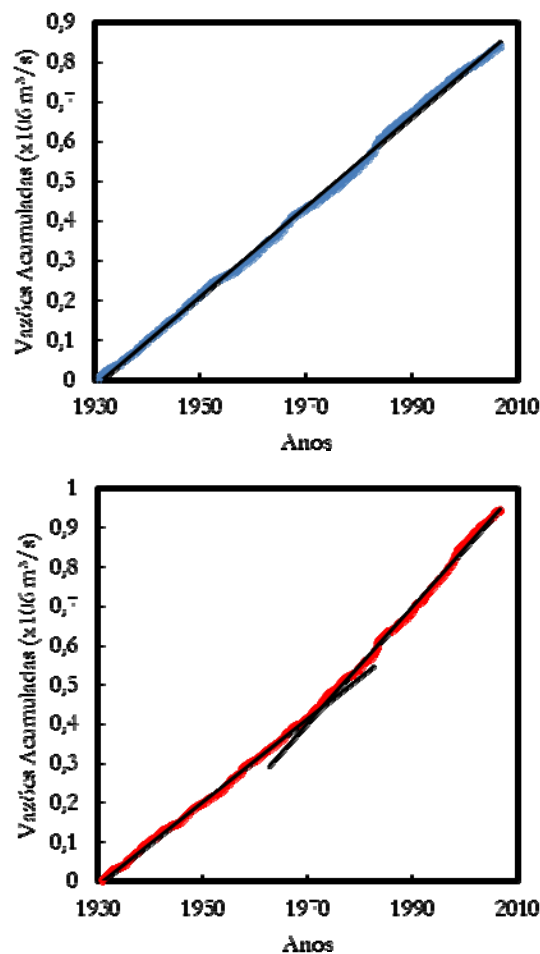


Figura 2 – Vazões Acumuladas para Furnas (superior) e Salto Osório (inferior)

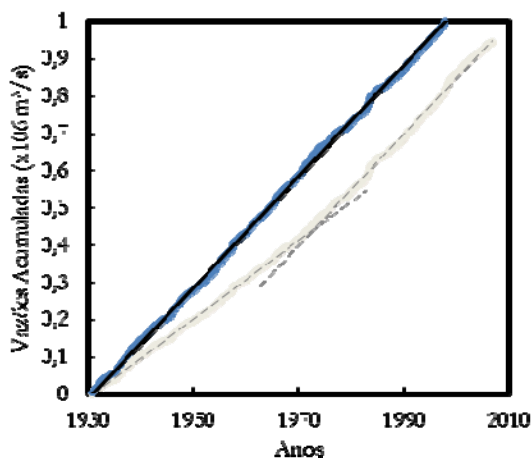


Figura 3 – Vazões Acumuladas Corrigidas para Salto Osório

A fim de demonstrar a funcionalidade do método, foram escolhidas 10 usinas com séries consideradas não estacionárias, cinco no subsistema 1-Sudeste e cinco no subsistema 2-Sul. Os testes estatísticos foram repetidos para as afluições corrigidas dessas usinas. Como exceção, optou-se por não refazer o teste F-Snedecor, pelo fato de que as 10 usinas selecionadas foram consideradas estacionárias na variância na primeira análise. Os resultados estão exibidos na Tabela 4.

Nota-se que a diferença entre os p-valores obtidos antes e depois da correção é expressiva, principalmente em usinas com indício significativo de não estacionariedade (Itaipu, por exemplo). A única rejeição foi detectada no teste de Mann-Kendall, para a usina de Castro Alves. No entanto, os outros testes aplicados à mesma usina indicaram falha em rejeitar a hipótese de estacionariedade.

Vale ressaltar que este método difere do traçado de curvas duplo-acumulativas entre estações de medição vizinhas. A aplicação de tal técnica teria pouca valia para a correção da não estacionariedade em uma usina específica, visto que a escala das bacias hidrográficas é demasiadamente grande e a densidade de estações fluviométricas disponíveis é muito pequena.

Tabela 4 – Resultados dos testes para as séries corrigidas

Código Usina - Nome	p-valores				
	t	CS	W	SP	MK
39 – IBITNGA	0,909	0,947	0,362	0,374	0,403
42 – N. AVANHAND.	0,932	0,931	0,395	0,399	0,240
46 – P. PRIMAVERA	0,911	0,725	0,381	0,371	0,810
49 - CHAVANTES	0,845	0,811	0,373	0,386	0,939
66 - ITAIPU	0,963	0,947	0,328	0,333	0,311
78 – S. OSÓRIO	0,937	0,803	0,378	0,381	0,774
86 – B. GRANDE	0,742	0,963	0,366	0,361	0,134
91 - MACHADINHO	0,857	0,996	0,371	0,373	0,375
97 - CASTRO ALVES	0,672	0,858	0,289	0,287	0,045
215 – S. PILÃO	0,931	0,803	0,349	0,343	0,813

Portanto, o resultado final da aplicação da correção é uma série estacionária na qual o período anterior a dezembro de 1969 é incrementado pelo coeficiente angular do período mais recente, que mantém sua série original. Vale lembrar que o mé-

todo deve ser aplicado da mesma maneira nos casos de decréscimo da vazão. Em outras palavras, a correção será sempre feita do período mais recente sobre o mais antigo.

CONCLUSÃO

O presente trabalho teve como meta a verificação na condição de estacionariedade das séries de afluições para todas as usinas do SIN, até o ano de 2007. Para tanto foram aplicados seis testes estatísticos bilaterais com enfoques distintos, baseados na literatura específica. As diferenças nas formulações, entretanto, não refletiram significativamente nos resultados que confirmaram a condição de não estacionariedade para 75 das 146 séries testadas. Entretanto esta condição não se verificou para o caso das variâncias das séries, que se mostraram estacionárias em sua maioria.

Geograficamente, as séries com rejeição nos testes se localizam nas regiões Sul e Sudeste do país. Nas regiões Norte e Nordeste não foram detectadas tendências estatisticamente significativas.

Os resultados desse estudo são de extrema importância, visto que a grande maioria das usinas hidrelétricas do Brasil se encontram nas regiões Sul e Sudeste. Ademais, foi constatado que as taxas de variação nas médias de longo termo nas séries são da ordem de 21%, valor suficientemente grande para não ser desprezado. Recomenda-se, portanto, que as séries não estacionárias sejam submetidas a um processo de correção antes de alimentar os modelos de planejamento do sistema elétrico. Uma das técnicas para esse ajuste foi mostrada neste artigo; é um método muito simples, mas de grande utilidade.

AGRADECIMENTOS

Esta pesquisa/trabalho foi possível graças ao financiamento da ANEEL através do Projeto Estratégico de Pesquisa e Desenvolvimento – ANEEL PE-6491-0108/2009, “Otimização do Despacho Hidrotérmico”, com o apoio das seguintes concessionárias: COPEL, DUKE, CGTF, CDSA, BAESA, ENERCAN, CPFL PAULISTA, CPFL, PIRATININGA, RGE, AES TIETÊ, AES URUGUAIANA, ELETROPAULO, CEMIG e CESP.

Os autores agradecem também, às ótimas contribuições dos revisores anônimos.

REFERÊNCIAS

- AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. Atlas de energia elétrica do Brasil. 3ª ed., Brasília: ANEEL, 2008. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br/biblioteca/EdicaoLivros2009atlas.cfm>> Acesso em: 14/06/10.
- BATISTA, A. L.; FREITAS Jr, S. A de; DETZEL, D. H. M.; MINE, M. R. M.; FILL, H. D. O. A.; FERNANDES, C.; KAVISKI, E. Verificação da estacionariedade de séries hidrológicas no Sul-Sudeste do Brasil. In.:_____ Anais do XVIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos. Campo Grande, p. 1-19, 2009.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 3rd. Ed. New Jersey: Prentice Hall, 598 p, 1994.
- BRAGA, R. S.; ROCHA, V. F.; GONTIJO, E. A. Revisão das séries de vazões naturais nas principais bacias hidrográficas do sistema interligado nacional. In.:_____ Anais do XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos. Campo Grande: ABRH, CD-ROM, 2009.
- BUISHAND, T. A.; Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series. *Journal of Hydrology*, 73, p. 51-69, 1984.
- CHEN, H-L. e RAO, A. R.; Testing hydrologic time series for stationarity. *Journal of Hydrologic Engineering*. v. 7 (2), p. 129-136, 2002.
- ELETROBRÁS. Guia para cálculo de cheia de projeto de vertedores. Rio de Janeiro, p. 38, 1987.
- FREITAS, M. A. de S. Análise estatística dos parâmetros de secas e de cheias hidrológicas em rios intermitentes do semi-árido brasileiro. *Revista Tecnologia/Fortaleza*. 18, p. 31, 1997.
- GENTA, J. L.; PEREZ-IRIBARREN, G.; MECHOSO, C. R. A Recent Increasing Trend in the Streamflow of Rivers in Southeastern South America. *Journal of Climate*. 11, p. 2858-2862, 1997.
- GOMIDE, F. L. S. Teoria Estocástica Dos Reservatórios Aplicada ao Planejamento de Sistemas Hidrelétricos. Curitiba: UFPR, 1986, p. 2.28 e 2.29.
- GUETTER, A. K.; PRATES, J. E. Degrau climático nas séries de vazões das bacias brasileiras. In.:_____ Anais do XII Congresso Brasileiro de Meteorologia, Foz do Iguaçu, p. 2099-2110, 2002.
- HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I. Time Series Modeling of Water Resources and Environmental Systems. Disponível em: <<http://www.stats.uwo.ca/faculty/aim/1994Book/>>. Acesso em 07/10/2010
- KELMAN, J. Modelos estocásticos no gerenciamento de recursos hídricos. In.:_____. Modelos para Gerenciamento de Recursos Hídricos I. São Paulo: Nobel/ABRH. 1987, p. 378.
- MARENGO, J. A.; TOMASELLA, J. UVO, C. R.; Trends in streamflow and rainfall in tropical South America: Amazonia, eastern Brazil, and northwestern Peru. *Journal of Geophysical Research*. 103 (D2), p. 1775-1783, 1998.
- MARENGO, J. A.; ALVES, L. M. Tendências hidrológicas da bacia do rio Paraíba do Sul. *Revista Brasileira de Meteorologia*. 20 (2), p. 215-226, 2005.
- MINE, M. R. M. ; FILL, H. D. ; FERNANDES, C. V. S. ; KAVISKI, E. ; BESSA, M. R. ; DETZEL, D. H. M. . CLARIS LPB Project: Partial Report 02. 2009
- MORAES, J. M.; GENOVEZ, A. M.; MORTATTI, J.; BALLESTER, M.; KRUSCH, A. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L.. Análise de intervenção das séries temporais de vazão dos principais rios da bacia do rio Piracicaba. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*. 2 (2), p. 65-79, 1997.
- MÜLLER, I. I. KRÜGER, C. M.; KAVISKI, E. Análise de estacionariedade de séries hidrológicas na bacia incremental de Itaipu. *Revista Brasileira de Recursos Hídricos*. 3 (4), p. 51-71, 1998.
- OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA ELÉTRICO. Série de Vazões Naturais Médias Mensais. Disponível em: <http://www.ons.org.br/operacao/vazoes_naturais.aspx>. Acesso em: 06/10/2010.
- PEDROSA, V. de A.; SOUZA, R. C. de. Estacionariedade e estudo de vazões mínimas do rio Paraíba do Meio em Alagoas. In.:_____ Anais do XVIII Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos. Campo Grande, p. 1-14, 2009.
- QUEIROGA, Y. G. de A. Estudo e Modelagem dos Erros de Simulação Hidrológica e sua Assimilação na Previsão de Vazões de Curto-Prazo – O Caso da Bacia do Rio Grande na UHE Camargos. Dissertação (Mestrado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos), Universidade Federal de Minas Gerais, 380 f., 2003.
- SÁFADI, T. Uso de séries temporais na análise de vazão de água na represa de Furnas. *Ciências Agrotécnicas*. 28 (1), p. 142-148, 2004.
- SIEGEL, S.; CASTELLAN Jr., N. Nonparametric statistics for the behavioral sciences. 2ª . Ed. New York: McGraw-Hill, 401 p., 1988.
- SILVA, T. C. da; ALENCAR, M. B. Análise da estacionariedade de séries de vazões na bacia do rio Gramame. In.:_____ Anais do 21º Congresso Brasileiro de Engenharia Sanitária e Ambiental. João Pessoa, p. 1-15, 2001.
- SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. Statistical Methods. 8ª Ed: Iowa State University Press, 503 p, 1989.
- TUCCI, C. E. M. Mudanças climáticas e impactos sobre os recursos hídricos no Brasil. *Ciência & Ambiente*, U-

niversidade Federal de Santa Maria, UFSM, Santa Maria, pp.137-156, 2007.

WELCH, B. L. The generalization of Student's problem when several different population variances are involved. *Biometrika*. 34 (1-2), p. 28-35, 1947.

Stationarity of Inflows to Brazilian Hydroelectric Power Plants

ABSTRACT

Changes in streamflow regimes for the Brazilian Interconnected System (BIS) hydroelectric power plants have been observed, beginning mainly in the late 1960s. Anthropogenic processes in river basins, essentially linked to land use modifications, can be identified as the cause of these changes. Aside from the origins or probable justifications, the present work aims at the expeditious investigation of the stationarity condition for 146 streamflow series concerning the BIS hydroelectric power plants. The analysis is based on six statistical tests with different approaches (t-Student, Cox-Stuart, Wilcoxon, Spearman's Correlation Coefficient, Mann-Kendall and F-Snedecor), all traditionally used to detect trends in temporal series. Results are shown in p-values terms, for all cases. Lastly, a simple method to correct non-stationarity is suggested, aiming at improving the series representativeness in management models of the Brazilian Electric System.

Keywords: *Hydroelectric Power Plants; stationarity; BIS (SIN).*