VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE DE SÉRIES HIDROLÓGICAS NO SUL-SUDESTE DO BRASIL

Alessandra Leite Batista[1], Sérgio Augusto de Freitas Júnior[1], Daniel Henrique Marco Detzel[1], Miriam Rita Moro Mine[2], Heinz Dieter Oskar August Fill[2], Cristóvão Fernandes[2] & Eloy Kaviski[2]

RESUMO --- Este artigo tem por objetivo analisar a estacionariedade das séries hidrológicas de chuva e vazão das regiões Sul e Sudeste do Brasil. Estas séries hidrológicas serão utilizadas no Projeto CLARIS LPB para avaliação da energia garantida de usinas hidrelétricas para diversos cenários de mudanças climáticas. Para tanto, pretende-se gerar séries sintéticas de energias naturais do sistema interligado, logo, a estacionariedade aparece como um pré-requisito necessário. Para verificar a estacionariedade de dados de chuva e vazão usaram-se os seguintes métodos: i) análise de tendência linear nas séries históricas; ii) testes estatísticos; iii) relação entre escoamento e precipitação; iv) curva acumulativa das vazões médias anuais em função do tempo. Estes métodos permitiram concluir que somente as séries hidrológicas da região Sul podem ser consideradas como séries não estacionárias.

ABSTRACT --- This paper aims to determine the stationarity of rainfall and streamflow series in the South and Southeast regions of Brazil. These hydrological series will be used in CLARIS LPB Project to evaluate the guaranteed energy of hydroelectric power plants for various scenarios of climate change. This will be done using synthetic natural energy series of the interconnected system; hence the stationarity appears as a necessary prerequisite. To check the stationarity of rainfall and streamflow data, the following methods were used: i) analysis of linear trends in historical series, ii) statistical tests, iii) relationship between streamflow and precipitation, iv) cumulative curve of average annual streamflows in relation of time. These methods indicated that only within the South region hydrological series can be pointed as non stationary.

Palavras-chave: séries hidrológicas, estacionariedade, testes de hipóteses.

1) Alunos da UFPR pertencentes à equipe do Projeto CLARIS LPB - Caixa Postal 19011, CEP 81531-990, Curitiba, PR. Telefone (41) 3361-3134, Fax (41) 3361-3143. alealelb@hotmail.com, sergio_augusto_89@hotmail.com, daniel_detzel@yahoo.com.br.
2) Professores da UFPR, pesquisadores do projeto CLARIS LPB - Caixa Postal 19011, CEP 81531-990, Curitiba, PR. Telefone (41) 3361-3145, Fax (41) 3361-3143. mrmine.dhs@ufpr.br, heinzfill@yahoo.com, cris.dhs@ufpr.br, eloy.dhs@ufpr.br.

1. INTRODUÇÃO

O estudo do impacto das mudanças climáticas na bacia do rio da Prata, dentro do Projeto CLARIS-LPB – Estudo do impacto das mudanças climáticas na bacia do Prata –, se justifica plenamente, uma vez que a sociedade e o meio ambiente estão sujeitos aos riscos naturais oriundos do clima.

O aproveitamento dos recursos hídricos para o bem do homem, como a geração de energia elétrica, vem sendo planejado ao longo dos anos com base em amostras observadas, projetando-se para o futuro o comportamento estatístico das séries históricas consideradas como "estacionárias".

Tendo em vista a vida útil dos empreendimentos, o clima é considerado naturalmente estável dentro de um cenário centenal. Contudo, séries mais longas, acima de 100 anos de observação, têm se mostrado não estacionárias, devido à variabilidade e modificação climática, esta última, associada ao uso do solo.

O dimensionamento e planejamento dos sistemas de recursos hídricos tiveram um grande desenvolvimento no século XX, através de técnicas baseadas nos princípios da hidrologia estocástica. Para tal, admitem-se dois princípios básicos: i) as estatísticas das séries históricas não variam com o tempo, isto é, admite-se que são séries estacionárias (na média, variância, assimetria, autocorrelação); ii) admite-se ainda que as amostras utilizadas nos estudos sejam estatisticamente representativas.

A não estacionariedade e a falta de representatividade podem ocorrer pelos seguintes fatores: i) variabilidade climática dentro do período da amostra utilizada; ii) modificação climática; iii) modificação do uso do solo; iv) alterações nas características físico-químicas e biológicas da bacia hidrográfica devido a efeitos naturais e antrópicos (Tucci, 2007).

Pelo exposto acima, procurou-se neste artigo analisar a estacionariedade das séries de vazões médias anuais e dos totais anuais precipitados em estações representativas, denominadas de estações "chave", das regiões Sul e Sudeste do Brasil, onde se pretende avaliar o impacto das mudanças climáticas na hidroeletricidade.

2. ESTUDO DE CASO

Escolheram-se para o estudo de caso nove estações fluviométricas e nove estações pluviométricas, consideradas estações "chave" para os objetivos do Projeto CLARIS LPB. Oito estações de vazão e oito estações de chuva estão localizadas na bacia hidrográfica do rio Paraná e uma estação de vazão e uma de chuva na bacia do rio Uruguai, conforme tabelas 01 e 02. Estas estações foram escolhidas considerando-se os seguintes critérios; i) localização; ii) comprimento do período de observação; iii) qualidade dos dados observados. Como se pretende avaliar o impacto das mudanças climáticas na energia firme das usinas do sistema elétrico interligado Sul-Sudeste

brasileiro, essas estações estão todas localizadas na bacia hidrográfica do rio da Prata. As tabelas 01 e 02 apresentam as características das estações fluviométricas e pluviométricas respectivamente e as figuras 01 e 02 apresentam a localização dessas estações de vazão e chuva, respectivamente.

Tabela 01 – Características das estações fluviométricas

Rio	**Nome**	**Latitude**	**Longitude**	**Alt. (m)**	**Área (km²)**
Grande	Furnas	-20:40:00	-46:18:00	768	52138
Grande	Água Vermelha	-23:33:00	-46:21:00	~380	139437
Iguaçu	Salto Osório	-25:32:21	-53:01:52	380	45824
Paranaíba	São Simão	-18:50:00	-50:26:00	~320	171474
Paraná	Itaipu	-25:24:00	-54:36:00	~150	822150
Paranaíba	Emborcação	-18:04:12	-47:18:07	~530	29050
Paranapanema	Capivara	-22:39:24	-51:20:16	283	85000
Tietê	Nova Avanhandava	-21:07:00	-50:15:00	336	62300
Uruguai	Itá	-27:17:00	-52:20:00	280	44500

Figura 01 – Localização das estações de vazão

Tabela 02 – Características das estações pluviométricas

Bacia	Código	Nome	Latitude	Longitude	Alt. (m)
Alto Paranaíba	01847000	Monte Carmelo	-18:43:14	-47:31:28	880
Baixo Paranaíba	01848000	Monte Alegre de Minas	-18:52:20	-48:52:10	730
Alto Grande	02145007	Usina Couro do Cervo	-21:20:37	-45:10:13	813
Baixo Grande	02047017	Franca	-20:31:00	-47:24:00	1020
Tietê	02148128	Fazenda Barreirinho	-21:54:00	-49:00:00	450
Paranapanema	02349033	Tomazina	-23:46:00	-49:57:00	483
Iguaçu	02651000	União da Vitória	-26:13:41	-51:4:49	736
Uruguai	02851014	Lagoa Vermelha	-28:13:19	-51:30:45	842
Paraná	02151035	Caiuá	-21:50:00	-51:59:00	350

Figura 02 – Localização das estações de chuva

3. PROCESSOS ESTOCÁSTICOS E ESTACIONARIEDADE

Um processo estocástico é uma família de variáveis aleatórias $[X_t; t \in T]$ definidas num mesmo espaço de probabilidades (Ω, F, P). F é definido como uma classe de conjuntos Ω, chamado de campo, P é uma medida de probabilidade em F, sendo que $P(\Omega)=1$, com $\Omega \in F$. Se o conjunto T é finito ou numerável o processo é de parâmetro discreto. Se T encontra-se num intervalo do conjunto dos reais define-se um processo com parâmetro contínuo. Nos processos estocásticos analisados neste artigo os pontos do conjunto T representam instantes de tempo. Para $t \in T$, X_t é uma variável aleatória definida sobre Ω, na realidade X_t é uma função de 2

argumentos, $X_t(\omega)$, com $\omega \in \Omega$. Em instantes de tempos diferentes é possível que as distribuições de probabilidades para $X_t(\omega)$ sejam diferentes. Fixando-se ω determina-se uma realização ou trajetória do processo, ou ainda, uma série temporal (Billingsley, 1995).

Um processo estocástico é denominado de estacionário quando se desenvolve no tempo de modo que a escolha da origem dos tempos não é importante. Neste caso as características de $X_{t+\tau}(\omega)$, para todo τ, são as mesmas de $X_t(\omega)$. Geralmente são consideradas duas formas de estacionariedade: fraca (ampla ou de segunda ordem) e forte (estrita). Um processo estocástico é dito estritamente estacionário se todas as distribuições finito-dimensionais permanecem as mesmas sob translações do tempo: $f_{X_{t_1},...,X_{t_k}}(x_1,...,x_k) = f_{X_{t_1+\tau},...,X_{t_k+\tau}}(x_1,...,x_k)$, para todo $t_1,...,t_k, \tau \in T$, sendo que f representa a função densidade de probabilidade conjunta. Interpretando-se a expressão acima conclui-se que todas as distribuições univariadas são invariantes sob translações do tempo, implicando com que a média e a variância de $X_t(\omega)$ sejam constantes e independentes do tempo.

O processo estocástico é estacionário de segunda ordem quando: a média de $X_t(\omega)$ é constante e independente do tempo; a variância de $X_t(\omega)$ é finita, mas não necessariamente constante ao longo do tempo; e a covariância entre $X_{t_1}(\omega)$ e $X_{t_2}(\omega)$ depende de t_1 e t_2, sendo $t_1, t_2 \in T$.

Quando é fixado o instante de tempo *t*, o valor da média de $X_t(\omega)$, geralmente é chamada de média sobre um conjunto $< X_t >$. Muitas vezes somente consegue-se avaliar uma simples realização de um processo estocástico, como por exemplo: $X_{t_1}(\omega_1), X_{t_2}(\omega_1),..., X_{t_n}(\omega_1)$, sendo $t_1 < t_2 <...< t_n$. O valor da média desta realização pode ser calculada, determinando-se uma média temporal $\overline{X}(\omega_1)$. Eventualmente a média temporal $\overline{X}(\omega_1)$ pode convergir para a média sobre um conjunto $< X_t >$ para um processo estocástico estacionário que apresenta um comportamento denominado de ergódico. Geralmente o termo ergódico é usado para descrever um processo estocástico em que uma única realização possa propiciar informações suficientes para descrever todo o processo. Um processo estocástico pode ser ergódico em muitos aspectos, tais como ergódico na média ou ergódico na distribuição. Na maioria das aplicações os conceitos de estacionariedade e ergodicidade necessitam dos mesmos argumentos para serem comprovados. Existem casos em que um processo é estacionário, mas não é ergódico (Hamilton, 1994; Bendat & Piersol, 1986).

4. VERIFICAÇÃO DA ESTACIONARIEDADE

Para verificar a estacionariedade das séries de vazões médias anuais das estações fluviométricas consideradas “chave” para o Projeto CLARIS LPB, foram utilizados os seguintes métodos: i) análise de tendência linear nas séries históricas; ii) testes estatísticos; iii) relação entre escoamento e precipitação; iv) curva acumulativa das vazões médias anuais em função do tempo.

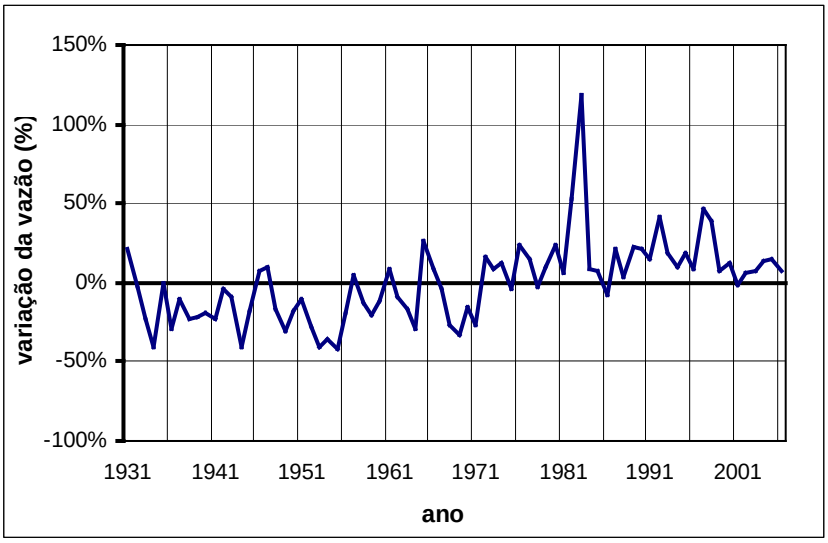
Avaliou-se o comportamento das séries hidrológicas de vazão e chuva com base em séries muito curtas de dados históricos. Para o projeto CLARIS LPB dispõe-se de vazões médias anuais no período 1931 a 2005 e totais anuais precipitados no período 1955 a 2005, logo, apenas 50 anos de dados de chuva e vazão no período comum, em todas as estações “chave” selecionadas para o estudo.

Séries hidrológicas longas, da ordem de 100 anos são raras, mas existem em diferentes partes do mundo, e estudos com base nessas séries permitem identificar características interdecadais dos processos climáticos e hidrológicos. Resultados de estudos com períodos curtos, como é o caso deste projeto, podem se apresentar características tendenciosas. Logo, as análises que dependem somente da fluviometria foram realizadas para o período 1931-2005 e as análises que dependem de dados de chuva e vazão foram feitas para o período comum 1955-2005.

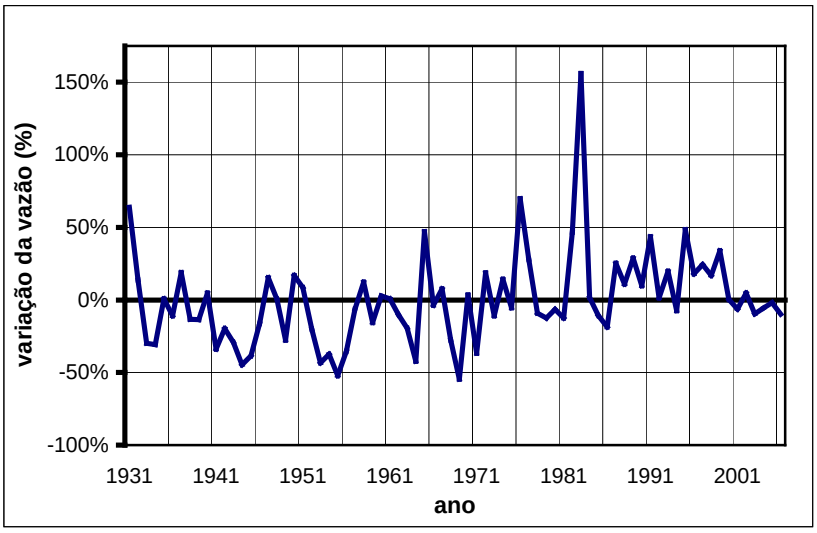
4.1. Análise de tendência linear

Para investigar tendências nas séries históricas de vazões foi analisado o comportamento da variação da vazão média anual com relação à média de longo período (MLT). Esta análise foi feita através da observação visual de gráficos da variação da vazão (%) em função do tempo. A figura 03 mostra o gráfico para o local da usina hidrelétrica de Itaipu (Figura 03-a) no rio Paraná, para a estação de Nova Avanhandava no rio Tietê (Figura 03-b) e para a estação de Furnas, no rio Grande. Para a estação de Itaipu observa-se uma tendência de aumento das vazões médias a partir dos anos 70, para a estação de Nova Avanhandava um aumento já na década de 60, o mesmo não ocorrendo para a estação de Furnas, onde não se observa tendência de crescimento nas vazões médias anuais. O período considerado para esta análise foi 1931 a 2005. Esta análise foi feita para todas as estações relacionadas na tabela 01.

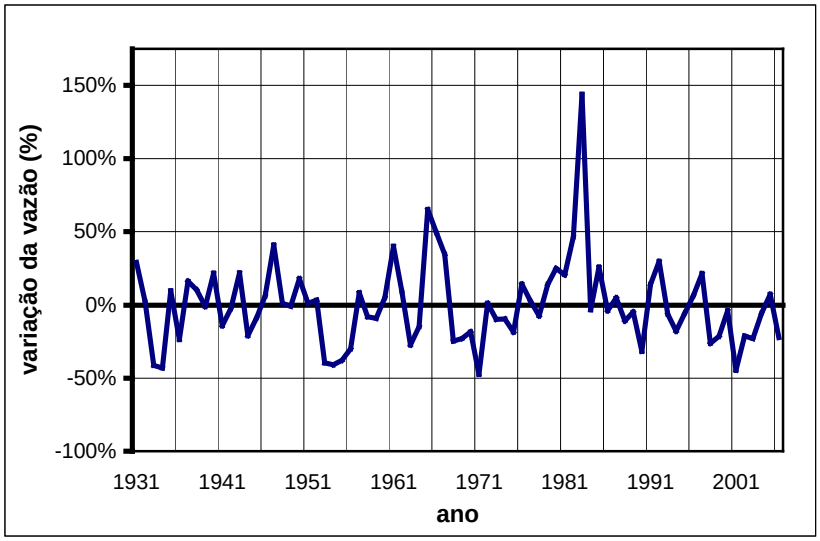
A simples análise visual não permitiu identificar tendências nas demais séries, onde as não estacionariedades são menos evidentes. Neste artigo não se ajustou uma reta de tendência linear determinada pelo método dos mínimos quadrados, o que poderia ter conduzido a conclusões mais efetivas sobre a estacionariedade das séries do que simplesmente a observação visual.



a – Itaipu



b- Nova Avanhandava



c- Furnas

Figura 03 – Variação de vazões naturais com a MLT

4.2. Testes estatísticos

Outra maneira, mais formal para verificar a homogeneidade de variáveis aleatórias são os testes estatísticos. No caso do presente estudo, para séries de vazões médias anuais e totais anuais precipitados foram usados os testes t-Student (Stevenson, 1981) e o teste de Wilcoxon (Wilcoxon, 1945; Navidi, 2006).

Os testes de hipótese para igualdade de médias têm como hipótese nula $H_0 : \mu_1 = \mu_2$, contra a hipótese alternativa $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$. A seguir descrevem-se as estatísticas para testar essas hipóteses para o teste *t*-Student e de Wilcoxon.

4.2.1. *Teste t-Student*

O teste t-Student, para igualdade de duas médias, μ_1 e μ_2 pressupõe a normalidade das amostras. Quando as variâncias das populações são desconhecidas e supostamente iguais, o estimador combinado das variâncias é dado pela equação (01):

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)\, s_1^2 + (n_2 - 1)\, s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \qquad (01)$$

A estatística de teste para a igualdade das médias de duas distribuições normais é dada pela equação (02):

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \qquad (02)$$

Segue-se que a estatística de teste resultante tem uma distribuição *t*, com $n_1 + n_2 - 2$ graus de liberdade.

Define-se o intervalo de confiança fornecido pela estatística *t* tabelada. Esse intervalo de confiança é conhecido como região de aceitação da hipótese nula e a região fora do intervalo de confiança é conhecida como região de rejeição da hipótese nula. Assim, compara-se o valor de *t* calculado com *t* tabelado, obtido através do nível de significância e de $n_1 + n_2 - 2$ graus de liberdade. E, de acordo com o resultado obtido, aceita-se ou não a hipótese nula.

Como as vazões médias anuais podem ser modeladas frequentemente como variáveis aleatórias lognormais, o teste t-Student no caso das vazões foi aplicado ao logaritmo das vazões médias anuais.

No caso de precipitações, a hipótese de normalidade dos totais anuais é aceitável e, portanto, o teste foi aplicado diretamente aos totais anuais precipitados.

4.2.2. *Teste de Wilcoxon*

O teste Wilcoxon da soma da ordem (*Wilcoxon Rank Sum-Test*), também chamado de teste de Mann-Whitney, pode ser usado para testar a igualdade entre médias de populações que seguem

qualquer distribuição estatística. A hipótese nula é: $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ contra a hipótese alternativa $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$.

O teste é realizado por ordenação dos *m* + *n* valores obtidos através da combinação das duas amostras, e atribuindo a ordem crescente 1, 2,..., *m* + *n* para eles. A estatística de teste, denotada por *W* é o valor mínimo, entre as amostras, da soma das ordens dos valores pertencentes a cada uma.

Quando os tamanhos das amostras *m* e *n* são maiores do que 8 (oito), demonstra-se que distribuição da estatística de teste *W* é aproximadamente normal com média *m* (*m* + *n* +1) / 2 e variância *mn* (*m* + *n* +1) / 12. Nesses casos, o teste é realizado calculando-se a estatística normal padrão *z* de *W* e, em seguida, rejeita-se ou aceita-se a hipótese nula, usando a tabela normal. A estatística normal padrão é dada pela equação (03).

$$z = \frac{W - m(m+n+1)/2}{\sqrt{mn(m+n+1)/12}} \qquad (03)$$

4.2.3. Testes de hipóteses para vazões

Para implementação de ambos os testes, as séries históricas das nove estações fluviométricas "chave" foram divididas em dois períodos de igual comprimento. A primeira amostra referiu-se ao período de 1931 a 1969 e a segunda ao período de 1970 a 2005. A distribuição considerada foi a normal (Gaussiana), com nível de significância α =0,05 e 73 graus de liberdade. Para as estatísticas citadas encontraram-se os seguintes valores críticos tabelados: *t*=1,9930 e *z*=1,6449 para t-Student e Wilcoxon respectivamente. Os resultados obtidos para a hipótese nula H_0 encontram-se na tabela 03. Conforme já dito anteriormente, no caso do teste t-Student foram utilizados os logaritmos das vazões que podem ser considerados aproximadamente normais.

Tabela 03 – Resultados dos testes de homogeneidade para vazões

Estação Fluviométrica	**Teste t-Student**		**Teste Wilcoxon**	
	Tcalculado	**Resultado de Ho**	**Zcalculado**	**Resultado de Ho**
1.Emborcação	0,100425	Aceita	-0,72112	Aceita
2. São Simão	-1,92607	Aceita	-1,81341	Rejeitada
3. Furnas	-0,1843	Aceita	-0,05302	Aceita
4. Água Vermelha	-1,63659	Aceita	-1,46012	Aceita
5. Nova Avanhandava	-3,9833	Rejeitada	-3,73287	Rejeitada
6. Capivara	-5,55807	Rejeitada	-4,94181	Rejeitada
7. Salto Osório	-3,732	Rejeitada	-3,92376	Rejeitada
8. Itá	-2,47432	Rejeitada	-2,52393	Rejeitada
9. Itaipu	-6,78837	Rejeitada	-5,79019	Rejeitada

A análise da tabela 03 permite concluir que as estações da região Sudeste do Brasil (Emborcação, São Simão, Furnas e Água Vermelha) são estacionárias, mas as estações localizadas

na região Sul do Brasil ou nas proximidades (Nova Avanhandava, Capivara, Salto Osório, Itá e Itaipu) são não estacionárias.

4.2.4. *Testes de hipóteses para chuvas*

Foram realizados o teste t-Student e o teste de somas das ordens (Wilcoxon), a fim de se avaliar a homogeneidade dos totais precipitados para as estações pluviométricas listadas na tabela 02. Para a realização dos testes foram selecionadas duas amostras de cada estação, contendo cada uma um período da série histórica de chuvas anuais. O período da primeira amostra é 1955 a 1969 e da segunda amostra é 1970 a 2005. A distribuição considerada foi a normal (Gaussiana) com nível de significância $\alpha = 0{,}05$ e 49 graus de liberdade. Através das estatísticas citadas obtiveram-se os seguintes valores tabelados t=2,009 e z=-1,644 para t-Student e Wilcoxon respectivamente. Os resultados obtidos para a hipótese nula H_0 encontram-se na tabela 04.

Tabela 04 – Resultados dos testes de homogeneidade para chuvas

Estação Pluviométrica	**Teste t Student**		**Teste Wilcoxon**	
	Tcalculado	**Resultado de Ho**	**Zcalculado**	**Resultado de Ho**
1. Monte Carmelo	2,777	Rejeitada	-2,460	Rejeitada
2. Monte Alegre de Minas	1,364	Aceita	-1,178	Aceita
3. Usina Couro do Cervo	0,453	Aceita	0,206	Aceita
4. Franca	1,323	Aceita	-0,971	Aceita
5. Fazenda Barreirinho	1,411	Aceita	-1,199	Aceita
6. Tomazina	2,879	Rejeitada	-2,873	Rejeitada
7. União da Vitória	2,492	Rejeitada	-2,687	Rejeitada
8. Lagoa Vermelha	1,632	Aceita	-1,302	Aceita
9. Caiuá	4,490	Rejeitada	-3,824	Rejeitada

A observação dos resultados da tabela 04 permite concluir que a estação de Monte Carmelo no Sudeste do Brasil e as estações Tomazina, União da Vitória e Caiuá, no Sul do Brasil não são homogêneas.

4.3. Relação entre escoamento e precipitação

Na figura 04 são apresentadas as relações entre precipitação e vazão para as bacias hidrográficas do rio Paraná em Furnas e em Itaipu. A chuva foi representada pela estação pluviométrica mais próxima da bacia hidrográfica. Aqui o período de análise foi reduzido para 1955-2005 por não se dispor de dados de precipitação em todas as estações no período 1931 a 1954. Os totais anuais precipitados foram grafados contra as vazões médias anuais.

Tanto a estação fluviométrica de Furnas como a estação pluviométrica de Usina Couro do Cervo foram identificadas como homogêneas pelos testes estatísticos aplicados. O primeiro gráfico da figura 04 comprova esta homogeneidade uma vez que a nuvem de pontos para os dois períodos analisados apresenta-se bem misturada (1955 – 1969 e 1969 – 2005). Já para a estação de Itaipu, o

segundo gráfico apresenta duas nuvens de pontos bem distintas, onde se observa um aumento das vazões a partir da década de 1970.

Os efeitos da modificação do uso do solo na região Sul do Brasil a partir da década de 1970, sobretudo nos estados de São Paulo e Paraná, e seus efeitos são percebidos nas análises realizadas. Além do desmatamento das bacias hidrográficas desta região houve a substituição do café pela soja no Norte do Paraná. Provavelmente, o maior volume no escoamento se deve às modificações no uso do solo e também à variabilidade climática, uma vez que segundo Tucci (2007) houve um aumento em média de 10% na precipitação e um acréscimo na vazão em torno de 40% para essas regiões.

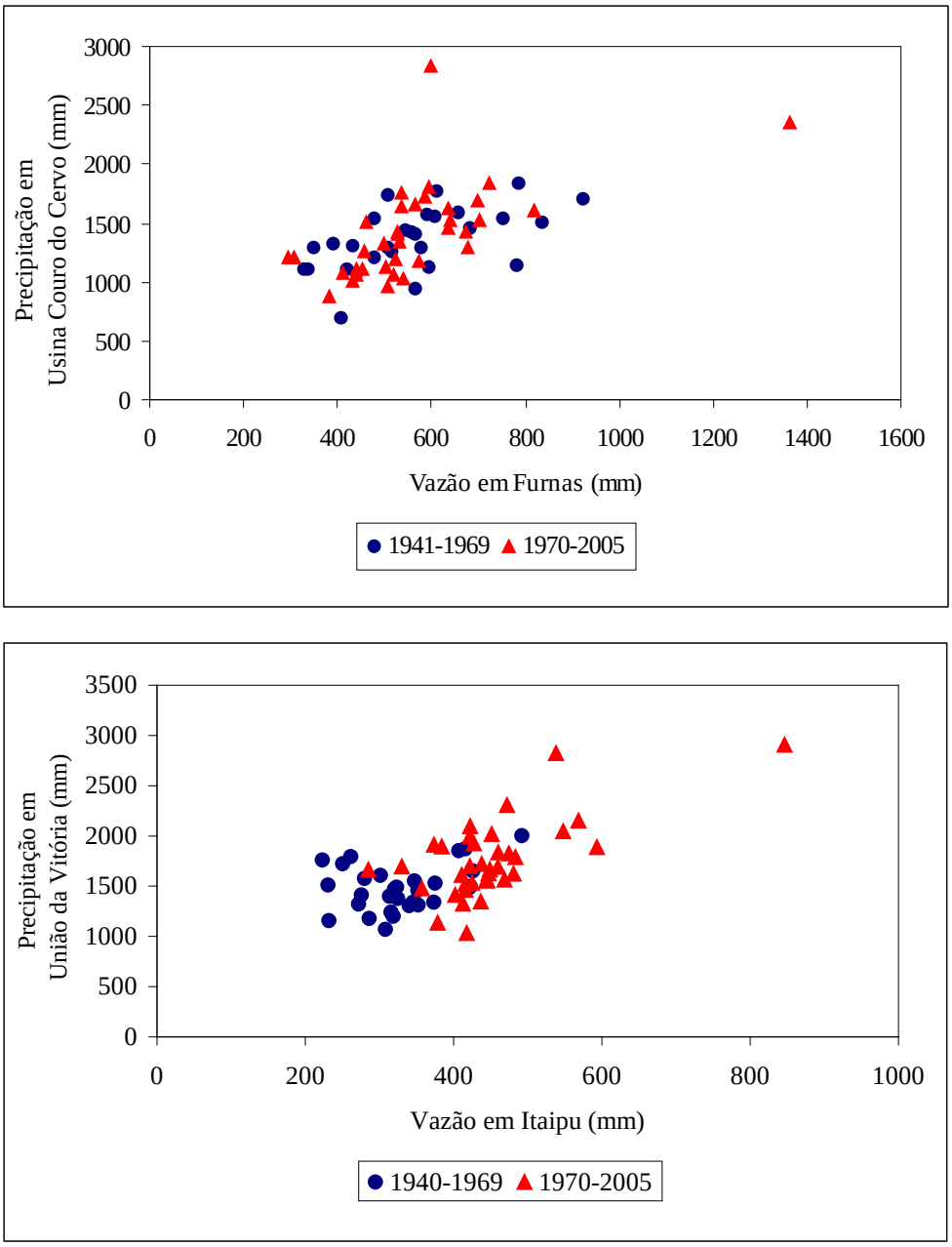


Figura 04 – Relação entre precipitação e vazão

Para bacias hidrográficas consolidadas em termos de uso do solo, como a bacia do rio Grande, localizada entre os Estados de Minas Gerais e São Paulo, em função das análises realizadas até aqui,

não se observou aumento significativo de chuva e vazão, ao contrário do observado por Tucci (2007) onde o autor afirma que houve um acréscimo na chuva em torno de 18% e na vazão de 17%. Neste artigo identificou-se não homogeneidade apenas na estação pluviométrica de Monte Carmelo, que pode ser de origem amostral e não devido à variabilidade climática associada à mudança climática.

4.4. Curva acumulativa de vazões

Para confirmar as suspeitas de que as séries de vazões são estacionárias na região sudeste do Brasil, e não estacionárias na região Sul do Brasil, fez-se gráficos da vazão média anual acumulada contra o tempo, em anos, para todas as estações fluviométricas que constam da tabela 01. As figuras 05 e 06 apresentam, respectivamente, os resultados para Furnas e Itaipu.

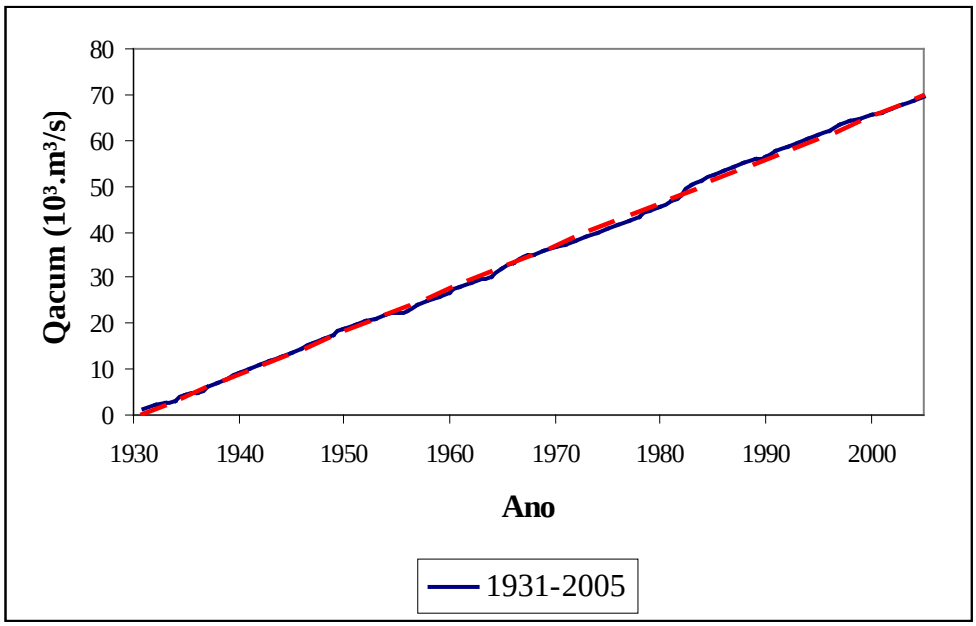


Figura 05 – Curva acumulativa de vazões para Furnas

A análise da figura 05 permite verificar que para Furnas é possível ajustar uma única linha de tendência. Resultados semelhantes foram obtidos para as estações Água Vermelha, São Simão e Emborcação, situadas no Sudeste do Brasil.

A análise da figura 06 permite verificar que para Itaipu há uma nítida mudança de declividade, no ano de 1970, das retas ajustadas para os dois períodos. Resultados semelhantes foram obtidos para as estações Salto Osório, Nova Avanhandava, Capivara e Itá, todas localizadas na região Sul ou próximas a ela.

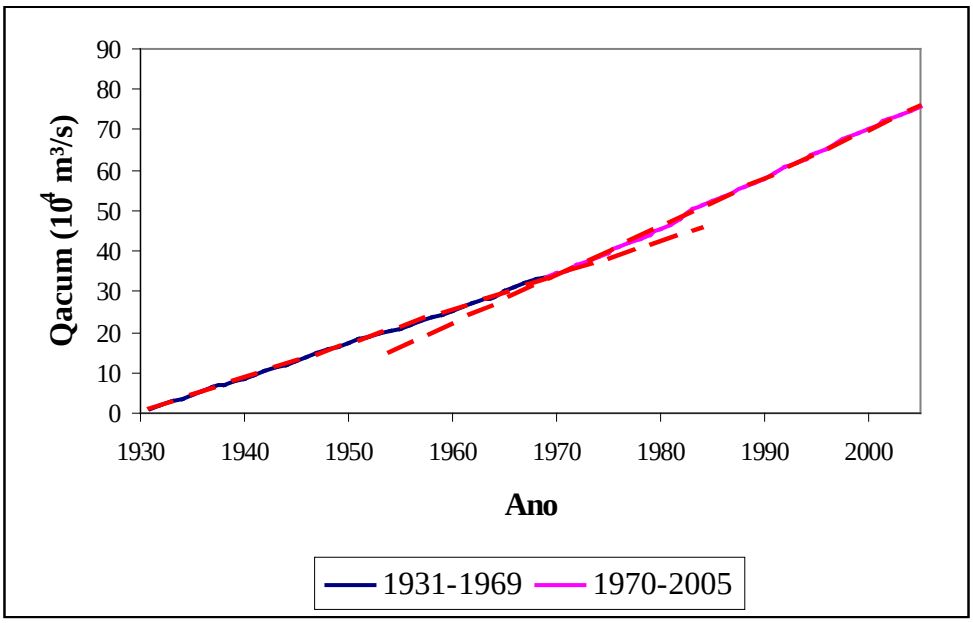


Figura 06 – Curva acumulativa de vazões para Itaipu

5. VARIABILIDADE HIDROLÓGICA

Em virtude dos resultados apresentados no item anterior sobre a estacionariedade das séries de chuva e vazão, procurou-se, neste item, identificar as principais causas dessas ocorrências, que se entendem serem ocasionadas por variabilidade e mudança climática e variabilidade hidrológica.

Entende-se, neste artigo, por *variabilidade climática* as variações de clima em função dos condicionantes naturais do globo terrestre e suas interações. Entende-se por *mudança climática* as alterações da variabilidade climática causadas pelas atividades humanas (Tucci, 2007).

A *variabilidade hidrológica*, por sua vez, é entendida como as alterações que possam ocorrer na entrada e na saída dos sistemas hidrológicos, por exemplo, numa usina hidrelétrica ou num sistema hidrelétrico interligado. As principais entradas aos sistemas hidrológicos são a chuva e a evapotranspiração, sendo que esta última também depende de outras variáveis climáticas; as principais variáveis de saída são o nível de água nos rios e a vazão correspondente. A variabilidade hidrológica está fortemente relacionada: i) aos efeitos da variabilidade natural dos processos climáticos; ii) ao impacto da modificação climática; iii) aos efeitos do uso do solo e a alteração dos sistemas hídricos.

Uma forma de se avaliar macro-variações nas séries de vazões é através do uso do conceito de coeficiente de escoamento. Considerem-se dois períodos de observação t_1 e t_2 de dados de chuva e vazão em uma estação hidrométrica de uma bacia hidrográfica, sendo P_i, Q_i e c_i respectivamente a precipitação média, a vazão média e coeficiente de escoamento médio do período i, com $i=1,2$. Considerando que exista uma relação média estável entre precipitação (P) e vazão(Q) pode-se escrever:

$$\frac{\Delta Q}{Q_1} = \frac{\Delta P}{P_1} \qquad (04)$$

onde Q_1 e P_1 são, respectivamente, a vazão e a precipitação média do período t_1.

Combinando-se o conceito de coeficiente de escoamento (relação entre vazão e precipitação), com a equação (04) pode-se deduzir a expressão (05):

$$\frac{\Delta Q}{Q_1} = \frac{c_2}{c_1}(1 + \frac{\Delta P}{P_1}) - 1 \qquad (05)$$

onde c_1 e c_2 são, respectivamente, os coeficientes de escoamento médio dos períodos 1 e 2.

Os coeficientes de escoamento variam com as condições de uso e tipo do solo. Quando não há grande variação do uso do solo as curvas $c = f(P)$ apresentam uma tendência similar. Através da tendência média, é possível estimar o coeficiente de escoamento em função da variação da precipitação. Utilizando-se esta função média e a equação (05), pode-se calcular a variação da vazão em função da precipitação e de sua variação percentual.

Note-se que a equação (05) incorpora toda a variabilidade hidrológica, devida ao clima e ao uso do solo. Não permite avaliar o comportamento não linear do sistema hidrológico, mas permite verificar macro-variações nas séries hidrológicas, conforme já mencionado anteriormente.

Quando os coeficientes c_1 e c_2 provêm da mesma função, isto é, não existem mudanças relacionadas ao uso do solo, as anomalias (respostas da bacia hidrográfica nos dois períodos) são devidas à variabilidade climática de médio prazo (Tucci, 2007).

5.1. Variabilidade das vazões

Conforme itens anteriores, as séries de vazões em parte da bacia dos rios Paraná e Uruguai apresentam características importantes de não estacionariedade entre os períodos antes e depois da década de 70. A tabela 05 apresenta as vazões médias anuais no período 1931 a 1969 e no período 1970 a 2005. Pode-se observar que o acréscimo de vazão é da ordem de 4,8% nas estações do Sudeste e 34,3% nas estações do Sul do Brasil. Segundo Tucci (2007) as seguintes perguntas podem ser feitas: i) Esta variação de vazão no Sul é resultado de um aumento de chuva ou de uma alteração do uso do solo? ii) Caso tenha sido devido ao aumento da chuva, será devido à modificação climática ou à variabilidade natural do clima? Note-se que estas questões são difíceis de serem respondidas e inclusive de se identificar o percentual de cada contribuição para a não estacionariedade.

Tabela 05 – Vazões médias anuais (m^3/s)

Rio	Estação	1931-1969	1970-2005	Acréscimo (%)
Grande	Furnas	920,14	933,56	1,46
Grande	Água Vermelha	1998,28	2194,59	9,82
Iguaçu	Salto Osório	882,97	1213,42	37,4
Paranaíba	São Simão	2252,78	2521,11	11,9
Paraná	Itaipu	8626,92	11736,73	36,05
Paranaíba	Emborcação	494,48	474,83	-3,97
Paranapanema	Capivara	886,41	1292,53	45,82
Tietê	Nova Avanhandava	658,91	845,19	28,27
Uruguai	Ita	943,70	1164,78	23,43

Tabela 06 – Totais anuais médios precipitados (mm)

Rio	Estação	1955-1969	1970-2005	Acréscimo (%)
Perdizes	Monte Carmelo	1129,76	1457,89	29,04
Tijuco	Monte Alegre de Minas	1402,32	1498,66	6,87
Rio do Cervo	Usina Couro do Cervo	1373,45	1423,98	3,68
Sapucaí Paulista	Franca	1583,40	1706,87	7,80
Tietê	Fazenda Barreirinho	1227,49	1336,32	8,87
Rio das Cinzas	Tomazina	1281,73	1481,92	15,62
Iguaçu	União da Vitória	1486,85	1758,23	18,25
Rio Pelotas	Lagoa Vermelha	1579,16	1813,55	14,84
Paraná	Caiuá	924,62	1296,93	40,27

As possíveis causas para o aumento de vazão em alguns postos mostrados na tabela 05 podem ser devido: i) ao aumento da chuva no período 1970-2005; ii) à variação ou modificação climática; iii) à modificação do uso do solo; iv) à variabilidade amostral.

As possíveis causas para o aumento de precipitação em alguns postos mostrados na tabela 06, no Sul do Brasil podem ser devidas à modificação climática. A única estação do Sudeste a apresentar aumento significativo nas chuvas foi Monte Carmelo, possivelmente devido à variabilidade amostral ou alterações na exposição do pluviômetro.

A tabela 07 apresenta as relações entre as vazões dos períodos anteriores e posteriores a 1970 e também a relação entre as chuvas nestes mesmos períodos. Observa-se um aumento nas chuvas no período mais recente e aumentos na vazão proporcionalmente maiores. A questão agora é a seguinte: Na variabilidade da vazão está incorporada a variabilidade devido ao uso do solo, que justifique esta maior diferença percentual? Ao que tudo indica, a resposta é afirmativa.

Tabela 07 – Comportamento das vazões e chuvas antes e depois da década de 70

Sub-bacia	Estação Fluviométrica	Estação Pluviométrica	P_2-P_1* (mm)	Q_2-Q_1* (mm)	Q_1/P_1*	Q_2/P_2*	Q_2/Q_1*
Grande	Furnas	Usina Couro do Cervo	50,53	8,12	0,41	0,40	1,01
Grande	Água Vermelha	Monte Alegre de Minas	96,34	44,40	0,32	0,33	1,10
Iguaçu	Salto Osório	União da Vitória	271,38	227,42	0,41	0,47	1,37
Paranaíba	São Simão	Monte Alegre de Minas	96,34	49,35	0,30	0,31	1,12
Paraná	Itaipu	União da Vitória	271,38	119,29	0,22	0,26	1,36
Paranaíba	Emborcação	Monte Carmelo	328,13	-21,33	0,48	0,35	0,96
Paranapanema	Capivara	Tomazina	200,18	150,68	0,26	0,32	1,46
Tietê	Nova Avanhanhandava	Fazenda Barreirinho	108,82	94,29	0,27	0,32	1,28
Uruguai	Itá	Lagoa Vermelha	234,38	156,67	0,42	0,46	1,23

*OBS – período 1 de 1955 – 1969 e período 2 de 1970 a 2005

O desmatamento, a substituição do tipo de cultura, a forma de arar a terra são fatos que levam a crer que no estado do Paraná o desmatamento é um fator decisivo da não estacionariedade das séries de vazões, apesar de não ser o único responsável, devido a não homogeneidade observada também nas estações de chuva, como mostram as análises feitas com as estações pluviométricas de União da Vitória na bacia do rio Iguaçu e Tomazina na bacia do rio Paranapanema.

Antes da década de 70 houve desmatamento na região norte do estado do Paraná para a plantação de café. A influência do café sobre o escoamento é pequena, uma vez que mantém o solo protegido e recoberto como acontece com um solo com mata nativa. A partir da década de 70 iniciou-se nas regiões norte e oeste do estado do Paraná a plantação de culturas anuais como soja, trigo e milho que são responsáveis por um aumento no coeficiente de escoamento superficial. Aliado a isto, a mudança na forma de arar a terra, agora com maior utilização de equipamentos mecânicos que aumentam a compactação do terreno e diminuem a infiltração, com consequentemente aumento do escoamento superficial (Tucci, 2005).

Verifica-se que para o estado de São Paulo o aumento na vazão é um pouco menor do que no Paraná, o que pode ser constatado pela série de vazões em Nova Avanhandava, no rio Tietê. Neste estado, o desmatamento já havia ocorrido bem antes da década de 70. É possível que a não estacionariedade identificada pelos testes de hipótese seja oriunda da variabilidade climática. Analisando-se a relação entre a precipitação e o coeficiente de escoamento, verifica-se que estão de acordo com o aumento da precipitação.

Observe-se que ainda é praticamente impossível identificar quantitativamente a contribuição dos diversos fatores de não estacionariedade. Conforme Tucci (2005) ainda não se pode afirmar se as alterações nas séries de vazões são permanentes ou transitórias.

Os resultados apresentados permitem verificar um aumento nas séries de precipitação na região Sul. Esta variação tem grande probabilidade de ser amostral, portanto não se tem nenhuma garantia da sua permanência, podendo passar a ter no futuro ciclos mais secos. Com uma série tão curta como a utilizada neste estudo, seria muito arriscado encontrar qualquer outra justificativa para a não estacionariedade como, por exemplo, variabilidade climática interdecadal, associada às mudanças climáticas ocasionadas pelo uso do solo.

6. IMPLICAÇÕES DA NÃO ESTACIONARIEDADE

De um modo geral, a consideração da estacionariedade para um processo estocástico traz consigo um conceito de "equilíbrio" estatístico. Para processos que lidam com séries temporais, como no caso de muitos modelos hidrológicos, a estacionariedade aparece como um pré-requisito necessário para uma boa reprodução de fenômenos dinâmicos naturais através de um intervalo finito de dados.

No desenvolvimento desses modelos, os pesquisadores envolvidos quase sempre consideram a estacionariedade das séries como regra e a não estacionariedade como exceção. Contudo, sabe-se que o comportamento dos dados históricos é justamente o oposto; Kantz & Schreiber (2005) justificam, ao afirmar que todos os processos naturais dependem de alguma forma, do tempo. Além disso, a estacionariedade para uma dada série de dados não pode ser inteiramente provada, fato esse suficiente para a adoção da não estacionariedade das séries em questão.

Séries históricas com características não estacionárias elevam consideravelmente a complexidade do modelo a ser desenvolvido, não só na matemática envolvida, mas também nos mecanismos físicos a serem considerados. Tucci (2005) deixa claro que são necessários dados concretos das alterações na bacia que ocasionaram a mudança e a criação de novas tendências nas séries. Dentre eles, pode-se destacar principalmente os efeitos do uso do solo, como desmatamentos, reflorestamentos, urbanização e culturas agrícolas. Hipel & McLeod (2005), por sua vez, fazem um tratamento estatístico para séries não estacionárias. A dificuldade em se trabalhar com tal situação é tamanha que o primeiro passo ao se defrontar com esses tipos de séries é a aplicação de técnicas que removem a não estacionariedade dos dados para que possam ser aplicados aos modelos hidrológicos com base estacionária.

No contexto do projeto CLARIS-LPB, a presença da não estacionariedade faria com que o desenvolvimento do estudo ficasse impraticável. Séries com momentos estatísticos variantes impossibilitariam o cálculo de parâmetros essenciais à elaboração dos modelos hidrológicos (Bessa,

2009). Mesmo assim, supondo-se que eles pudessem ser construídos, certamente retornariam resultados ruins e não representativos estatisticamente, tanto para as séries quanto para os locais de aplicação.

As técnicas para tratamento de séries não estacionárias já citadas também teriam sua aplicabilidade limitada, principalmente pelo tamanho da área de estudo. As bacias hidrográficas envolvidas totalizam uma área de aproximadamente 1,1 milhões de quilômetros quadrados; a contabilização de dados de alteração no uso do solo para todas as bacias envolveria um trabalho massivo e extenso. Por esse motivo, no desenvolvimento dos modelos a serem utilizados no projeto CLARIS-LPB, trabalhar-se-á com as séries vazões não estacionárias, mas a série de energias naturais do sistema elétrico equivalente Sul-Sudeste deverá ser estacionária, e métodos de correção estão sendo estudados.

7. CONCLUSÃO

As análises apresentadas neste artigo permitem concluir pela estacionariedade das séries hidrológicas de chuva e vazão na região Sudeste do Brasil e *não* estacionariedade nas estações de chuva e vazão a partir da década de 1970 no Sul do Brasil.

O desmatamento, a substituição de tipo de cultura, a forma de arar a terra são fatos que levam a crer que o desmatamento foi um fator decisivo da não estacionariedade dessas séries de vazões, apesar de não ser o único responsável, o que foi verificado pela não homogeneidade observada, também, em estações de chuva.

É praticamente impossível identificar quantitativamente a contribuição dos diversos fatores de não estacionariedade e ainda não se pode afirmar se as alterações nas séries de vazões são permanentes ou transitórias.

A falta de homogeneidade na precipitação tem grande probabilidade de ser amostral, portanto não se tem nenhuma garantia da sua permanência, podendo passar a ter no futuro ciclos mais secos que os já observados.

Com séries hidrológicas tão curtas como as utilizadas neste estudo, seria muito arriscado encontrar qualquer outra justificativa para a não estacionariedade identificada no Sul do Brasil, como variabilidade climática interdecadal, por exemplo, associada às mudanças climáticas ocasionadas pelo uso do solo.

AGRADECIMENTOS

A primeira autora e os professores pesquisadores receberam apoio financeiro para elaboração desta pesquisa do *European Community's Seventh Framework Programme (FP7/2007-2013)* sob

Grant Agreement N° 212492 (CLARIS LPB - Uma Rede Europa-América do Sul para Avaliação das Mudanças Climáticas e Impacto na bacia do Prata).

O segundo autor agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico-CNPq, pela bolsa de Iniciação Científica PIBIC.

O terceiro autor agradece apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES através da bolsa de Mestrado CAPES/PROF.

O quarto e sexto autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico-CNPq, pela bolsa de produtividade em pesquisa.

BIBLIOGRAFIA

BENDAT, J.S., PIERSOL, A.G. (1986). *Random Data.* J. Wiley & Sons, Inc., New York.

BESSA, M. R. *Comunicação verba*l, 2009.

BILLINGSLEY, P. (1995). *Probability and Measure.* J. Wiley & Sons, Inc., New York.

HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis***.** Princeton University Press, Princeton.

HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I.. (2005). *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems*. Disponível: http://www.stats.uwo.ca/faculty/aim/1994Book/. Acesso em: 08 de maio de 2009

KANTZ, H.; SCHREIBER, T. (2005). *Nonlinear Time Series Analysis.* 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 369 p.

NAVIDI, W. C. (2006). *Estatísticas de engenheiros e cientistas*. McGraw-Hill, Boston, pp. 407-410; 420-426.

STEVENSON, W. J. (1981). *Estatística aplicada à administração*. Harper e Row do Brasil, São Paulo.

TUCCI, C. E. M. (2005). *Modelos Hidrológicos.* 2 ed. Editora da UFRGS, Porto Alegre, 678 p.

TUCCI, C. E. M. (2007). *"Mudanças climáticas e impactos sobre os recursos hídricos no Brasil"*.Ciência & Ambiente, Universidade Federal de Santa Maria, UFSM, Santa Maria, pp.137-156.

WILCOXON, F. (1945). *"Individual comparisons by ranking methods."* Biometrics, 1, pp. 80-83.