

ANÁLISE DE INTERVENÇÃO DAS SÉRIES TEMPORAIS DE VAZÃO DOS PRINCIPAIS RIOS DA BACIA DO RIO PIRACICABA

Jorge M. Moraes, Abel M. Genovez*, Jefferson Mortatti, Maria V. Ballester, Alex V. Krusch, Luiz A. Martinelli, Reynaldo L. Victoria

Centro de Energia Nuclear na Agricultura – Av. Centenário 303

13416-000 Piracicaba, SP

*Faculdade de Engenharia Civil – Caixa Postal 6021 – Cidade Universitária Zeferino Vaz.

13083-970 Campinas, SP

RESUMO

Realizou-se neste trabalho, a análise exploratória e a modelagem estocástica das séries anuais de vazão dos três principais rios da bacia do Piracicaba, no período entre 1930 e 1995. Esta bacia está localizada numa das regiões mais desenvolvidas do Brasil, e vem sendo modificada ao longo dos anos devido a uma série de ações antrópicas, sendo a principal delas a reversão interbacias de 31 m³/s para o abastecimento da cidade de São Paulo. Um estudo estatístico foi realizado para avaliar as principais alterações na evolução das séries temporais de vazão. A modelagem estocástica da vazão foi elaborada utilizando funções de transferência considerando a precipitação e a intervenção devido a operação de barragens. Foi possível calcular através desta modelagem a mudança na média da vazão antes e depois de uma dada intervenção.

INTRODUÇÃO

O acelerado desenvolvimento urbano e agro-industrial de algumas regiões do Brasil, tem provocado a degradação dos seus recursos hídricos em seus aspectos quantitativos e qualitativos, devido principalmente ao uso da água e do solo sem um gerenciamento adequado e pela falta de tratamento de esgoto urbano e industrial.

A região da bacia do rio Piracicaba (12400 km²), com aproximadamente 3.000.000 de habitantes, é um exemplo típico dessa situação preocupante. Essa região apresenta um crescimento populacional e industrial maior que a média do país e apesar

de 90% das residências serem servidas com água tratada e coletada de esgoto, somente 4% do volume gerado é tratado antes de ser lançado aos rios (São Paulo, 1994). A Tabela 1 mostra algumas das características importantes da bacia do rio Piracicaba.

Devido ao acelerado desenvolvimento dessa região, ela se tornou um polo de diversas atividades altamente consumidoras e degradadoras dos recursos hídricos (Ganzelli, 1991), onde o aumento do consumo de água e das cargas de esgotos urbano e agro-industrial e as mudanças no uso da terra e a transferência de água interbacias são as principais causas passíveis de alterar tanto a quantidade como a qualidade desses recursos.

Dentro desse quadro, uma avaliação mais aprofundada do comportamento de uma série temporal de vazão, tomando-a como integradora de todos os componentes do ciclo hidrológico, e conseqüentemente, das influências naturais e antrópicas numa determinada região, é de fundamental importância como subsídio para as tomadas de decisões em relação à racionalização do uso da água e preservação desse recurso.

Para este estudo selecionaram-se as séries de vazão dos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba (Figura 1). Estas séries oferecem a possibilidade de análise da variabilidade natural assim como o efeito de barragens no escoamento, já que estes rios sofrem a influência do Sistema Cantareira (SABESP), responsável pela reversão interbacias de 31m³/s para o abastecimento da Região Metropolitana de São Paulo (RMPS).

Inicialmente foi feito um estudo exploratório das séries anuais de vazão e precipitação entre 1930 e 1995, com o intuito

de se verificar as eventuais mudanças de comportamento histórico da série e posteriormente foi elaborado um modelo estocástico desta série de vazão.

A análise exploratória foi realizada utilizando a versão seqüencial do teste de tendência de Mann-Kendall, o teste de ruptura de Pettitt (Sneyers, 1975; Goossens e Berger, 1987; Demarée, 1990; Moraes et al., 1995) e a técnica da soma cumulativa CUSUM (Hipel et al., 1977 e Hipel e McLeod, 1994). Já para a modelagem estocástica empregou-se um modelo de intervenção, que consiste na soma da componente dinâmica, composta de funções de transferência da intervenção e de eventuais entradas, com o modelo da componente aleatória ARMA apresentados por Box e Tiao (1975), Hipel et al. (1975, 1977), Genovez (1982) e Hipel e McLeod (1994). Esta técnica permite o cálculo da mudança da média da vazão antes e depois de uma dada intervenção.

METODOLOGIA

Dados e breve histórico do sistema de barragens

O período selecionado para o estudo foi entre 1930 e 1995. Neste período são encontradas as séries temporais de vazão mais longas existentes na bacia, ou seja, as dos postos 3D-006 (rio Atibaia, latitude 22°58' S e longitude 46°49' W) e 3D-009 (rio Jaguari, latitude 22°51' S e longitude 46°46' W), obtidos junto ao Departamento de Águas e Energia Elétrica (DAEE – São Paulo), e os dados do posto da CESP (latitude 22°41' S e longitude 47°40' W), completados no período de 1930 a 1963 com os dados do posto 62707000 do DNAEE (latitude 22°42' S e longitude 47°39' W), ambos localizados na cidade de Piracicaba. As séries de precipitação selecionadas foram as dos postos do IAC (Instituto Agrônomo de Campinas) em Campinas (latitude 22°54' S e longitude 47°05' W) e Monte Alegre do Sul (latitude 22°42' S e longitude 46°39' W), e da ESALQ (Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, latitude 22°42' S e longitude 47°38'

W) em Piracicaba (Figura 1). Estes postos pluviométricos foram selecionados devido à sua proximidade aos rios supracitados e considerando que estes possuem as séries temporais mais longas e de boa qualidade na bacia.

A reconstituição de períodos sem dados das séries de precipitação foi realizada através do método de médias ponderadas, levando-se em conta os dados de estações vizinhas e suas normais e a vazão foi corrigida, quando necessário, através de regressões lineares entre diferentes postos de um mesmo rio. A análise da consistência de todas as séries foi feita pelo método da dupla-massa (Tucci et al., 1993 e Dunne e Leopold, 1978).

A vazão destes rios é afetada pela operação do Sistema-Cantareira, responsável pela reversão de águas interbacias para o abastecimento da RMSP. Tal sistema compreende 4 reservatórios localizados nas cabeceiras dos formadores do rio Piracicaba (Jaguari, Jacaré, Atibainha e Cachoeira) (Figura 1), e um reservatório situado na cabeceira do rio Juqueri (fora da bacia do Piracicaba). Os reservatórios encontram-se interligados por túneis e canais até a Estação de Tratamento de Água do Guaraú, na cidade de São Paulo.

A construção desse sistema teve início em 1965 e foi implantado em duas etapas: a primeira compreendeu o aproveitamento dos rios Juqueri, Atibainha e Cachoeira, com início de operações em 1975, fornecendo a vazão nominal de 11 m³/s para São Paulo. Em 1976 tiveram início as obras relativas à segunda etapa, compreendendo as barragens dos rios Jaguari e Jacaré, e que propiciaram a adução de 33 m³/s, dos quais 31 m³/s provém da bacia do rio Piracicaba e 2 m³/s da bacia do rio Juqueri (DAEE, 1986, SABESP, 1989). A população atendida pelo sistema integrado saltou da cifra de 60% da população presente em 1975 para 95% em 1984 (SABESP, 1989).

A partir de 1968, começaram a haver alterações no regime fluvial da bacia, devido às obras no sistema de barragens enquanto que outras obras mais antigas parecem não ter causado alterações sensíveis (DAEE, 1985).

Tabela 1. Características importantes da bacia do rio Piracicaba.

Parâmetro	Valor
Área	12.400 km ²
População	~3.000.000 habitantes
Maiores rios	Atibaia, Jaguari, Piracicaba, Camanducaia, Corumbataí
Vazão média anual (na cidade de Piracicaba)	124 m ³ /s
Precipitação média anual (Bacia total)	1.400 mm
Temperatura média anual	18-22°C
Consumo de água urbano	9,1 m ³ /s
Consumo de água industrial	10,0 m ³ /s
Consumo de água para agricultura	9,5 m ³ /s
Transferência de água interbacias	31 m ³ /s
Capacidade dos reservatórios	1 x 10 ⁹ m ³
Área inundada dos reservatórios	80 km ²

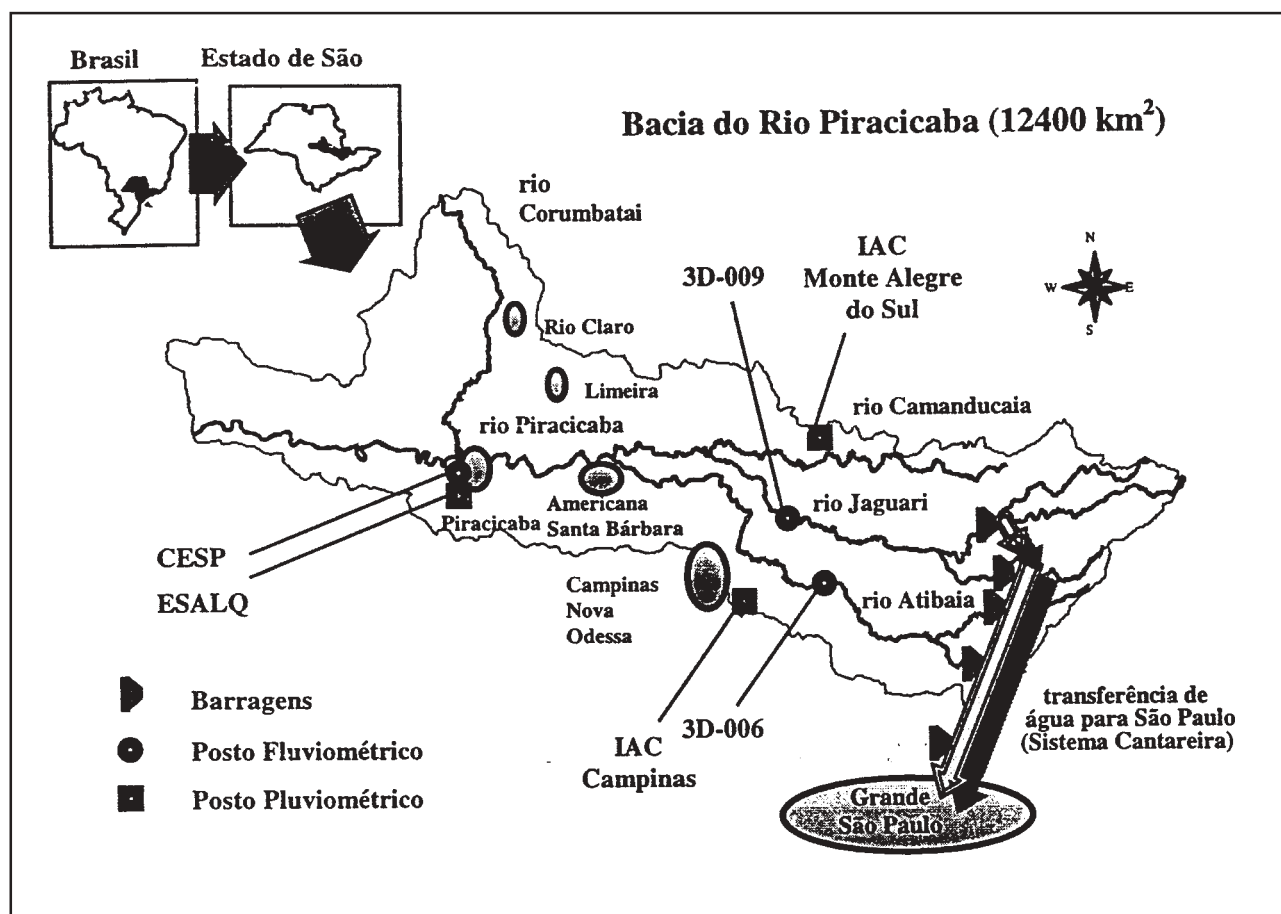


Figura 1. Bacia do rio Piracicaba com a localização dos postos fluviométricos e pluviométricos utilizados no estudo e esquema do sistema cantareira.

Métodos estatísticos para a análise exploratória

O teste seqüencial de Mann-Kendall proposto inicialmente por Sneyers (1975) é um teste estatístico não paramétrico, no qual, na hipótese da estabilidade de uma série temporal, os valores devem ser independentes e a distribuição de probabilidades deve permanecer sempre a mesma (série aleatória simples).

Considerando uma dada série temporal Y_i de N termos ($1 \leq i \leq N$) a ser analisada, este teste consiste na soma $t_n = \sum_{i=1}^N m_i$ do número de termos m_i da série, relativo ao valor Y_i , cujos termos precedentes ($j < i$) são inferiores ao mesmo ($Y_j < Y_i$). Para N grande, sob hipótese nula H_0 de ausência de tendência, t_n apresentará uma distribuição normal com média e variância: $E(t_n) = N(N-1)/N$ e $Var(t_n) = N(N-1)(2N+5)/72$. Testando a significância estatística de t_n para a hipótese nula usando um teste bilateral, esta pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $u(t_n)$ através de:

$$u(t_n) = (t_n - E(t_n)) / (var(t_n))^{1/2} \quad (1)$$

O valor da probabilidade α_1 é calculada por meio de uma tabela da normal reduzida, tal que: $\alpha_1 = \text{prob}(|u| > |u(t_n)|)$. Sendo α_0 o nível de significância do teste (geralmente, $\alpha_0 = 0,05$), a hipótese nula é aceita se $\alpha_1 > \alpha_0$. Caso a hipótese nula seja rejeitada, significará a existência de tendência significativa, sendo que o sinal da estatística $u(t_n)$ indica se a tendência é positiva ($u(t_n) > 0$) ou negativa ($u(t_n) < 0$).

Em sua versão seqüencial, a Equação (1) é calculada no sentido direto da série, partindo do valor de $i=1$ até $i=N$, gerando a estatística $u(t_n)$ e no sentido inverso da série, partindo do valor de $i=N$ até $i=1$, gerando a estatística $u^*(t_n)$. A intersecção das duas curvas geradas, representa o ponto aproximado de mudança de tendência, se este ocorre dentro do intervalo de confiança $1,96 < u(t_n) < 1,96$ ($1,96$ correspondendo $\alpha_0 = 0,05$).

O teste de Pettitt (Pettitt, 1979), também não paramétrico, utiliza uma versão do teste de Mann-Whitney no qual se verifica se duas amostras Y_1, \dots, Y_t e Y_{t+1}, \dots, Y_T são da mesma população. A estatística $U_{t,T}$ faz uma contagem do número de vezes que um membro da primeira amostra é maior que um membro da segunda, e pode ser escrita:

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + \sum_{j=1}^T \text{sgn}(Y_t - Y_j) \quad (2)$$

para $t = 2, \dots, T$

onde: $\text{sgn}(x) = 1$ para $x > 0$; $\text{sgn}(x) = 0$ para $x = 0$; $\text{sgn}(x) = -1$ para $x < 0$.

A estatística $U_{t,T}$ é então calculada para os valores de $1 \leq t \leq T$ e a estatística $k(t)$ do teste de Pettitt é o máximo valor absoluto de $U_{t,T}$. Esta estatística localiza o ponto onde houve uma ruptura ("changing point") de uma série temporal e a sua significância pode ser calculada aproximadamente pela equação:

$$p \cong 2 \exp \{-6k(t)^2 / (T^3 + T^2)\}.$$

A técnica CUSUM sugerida por Hipel et al. (1977) e Hipel e McLeod (1994) na análise exploratória, foi também utilizada para comparação com o teste de Mann-Kendall. Seja CS a soma acumulada do desvio em relação à média da série calculada antes de uma intervenção, expressa da seguinte forma:

$$CS_{ki} = CS_{k-1,i} + (Y_{ki} - \mu_{bi}) \quad (3)$$

$k = 1, 2, \dots, N$

onde: μ_{bi} é a média da série antes de uma intervenção e $CS_{0i} = 0$.

Tal técnica consiste em se traçar a curva de CS contra o tempo. Na ausência de mudanças bruscas no nível médio da série, CS deve seguir uma linha praticamente horizontal, sendo que esta tendência se modifica desde que exista uma alteração com relação a este nível médio.

Modelagem estocástica

Um possível modelo estocástico, em se considerando a vazão de um rio sob a

influência de outros componentes do ciclo hidrológico e que foi modificado ao longo dos anos por diversas atividades antrópicas, é o modelo de intervenção, que agrega os componentes dinâmicos D_{ti} (intervenção mais entradas) e o componente aleatório N_t , cujos detalhes são amplamente divulgados na literatura (Box e Tiao, 1975; Hipel et al., 1975, 1977; Genovez, 1982 e Hipel e McLeod, 1994). Para I_1 intervenções e I_2 entradas este modelo pode ser escrito:

$$y_t = D_{ti} + N_t = \sum_{i=1}^{I_1} \frac{w_i(B)}{\delta_i(B)} B^{b_i} \xi_{ti} + \sum_{i=I_1+1}^{I_1+I_2} \frac{w_i(B)}{\delta_i(B)} B^{b_i} x_{ti} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (4)$$

onde: $y_t = f(Y_t)$ é a apropriada transformação Box-Cox da série Y_t ; t é o intervalo de tempo; ξ_{ti} é a i ésima série temporal da intervenção que toma o valor 0 e 1 para a não ocorrência ou ocorrência de uma intervenção; $x_{ti} = f(X_{ti})$ alguma transformação apropriada da série temporal de entrada X_{ti} que afeta a resposta y_t (por exemplo, a precipitação afetando a vazão); $w_i(B)B^{b_i}/\delta_i$ são os termos da função de transferência v_i para a i ésima intervenção ξ_{ti} ou i ésima entrada X_{ti} , sendo B o operador retroativo, definido por $By_t = y_{t-1}$ e b_i o tempo de retardo em que ξ_{ti} ou x_{ti} levam para afetar y_{ti} ; $N_t = y_t - D_{ti}$ é a componente aleatória, que consiste no modelo ARMA de Box-Jenkins (Hipel e McLeod, 1994), $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são os polinômios em B , autoregressivos (AR) de ordem p e média móvel (MA) de ordem q , respectivamente, e a_t é o ruído branco residual independente normalmente distribuído com média 0 e variância σ_a^2 .

Os procedimentos usuais para a elaboração desses modelos são: identificação dos componentes dinâmicos e aleatórios, estimativa e verificação.

Para a identificação do componente dinâmico foram utilizadas as técnicas da análise exploratória apresentadas anteriormente e para o componente aleatório escolheu-se a adequação sucessiva dos modelos para a série toda, recomendada por Hipel et al. (1975, 1977) e Hipel e MacLeod

(1994), utilizando as funções de autocorrelação (ACF), autocorrelação parcial (PACF), autocorrelação inversa (IACF) e autocorrelação parcial inversa (IPACF) para a determinação das ordens dos parâmetros AR e AM.

A estimativa dos parâmetros é feita pelo método da Máxima Verossimilhança e a verificação, foi realizada através da análise da autocorrelação dos resíduos (RACF), os testes "portmanteau", distribuição normal e homocedasticidade (variância constante) dos resíduos. Uma descrição detalhada desses testes pode ser encontrada em Hipel e McLeod (1994).

Na existência de vários modelos que satisfazem os critérios de independência, normalidade e homocedasticidade dos resíduos, a seleção final do modelo foi realizada pelo critério de informação Akaike (AIC), baseado no princípio da parcimônia, onde o melhor modelo apresenta o menor valor de AIC.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise exploratória

As Figuras 2a, 3a e 4a apresentam as curvas com dados normalizados da vazão dos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba respectivamente, junto ao alisamento gaussiano de cinco termos, para auxiliar a visualização das tendências de curto e longo prazos. Estas figuras mostram uma alternância entre períodos predominantemente secos e úmidos variando entre 3 e 5 anos até em torno do início dos anos 60 nas vazões do rio Atibaia e até em torno do início dos anos 70 nas vazões dos rios Jaguari e Piracicaba, a partir dos quais esses rios passam a apresentar vazões com a mesma alternância mas com valores abaixo do período precedente. Comparando estes valores aos da precipitação (Figura 5a), nota-se que a partir destes anos os valores de vazão foram maiores que os da média só em anos de alta pluviosidade. O teste de Pettitt, apontado pela seta nas mesmas figuras, mostram uma ruptura no ano de 1962, na vazão do rio

Atibaia, e no ano de 1977, na vazão do rio Jaguari, ambas estatisticamente significativas, a partir dos quais estas séries de vazões mostram uma mudança em sua evolução temporal. Esse mesmo teste aplicado às vazões do rio Piracicaba não mostrou mudanças significativas. Note-se que neste rio a diminuição em relação à média é inferior à dos outros rios.

Os resultados do teste seqüencial de Mann-Kendall aplicado às vazões são apresentados nas Figuras 2b, 3b e 4b. Nesse teste uma tendência é constatada quando a curva $u(t_n)$, que é o teste aplicado no sentido direto da série temporal, cruza o limite de confiança de 95%, representado pelas linhas horizontais. O teste aplicado no sentido inverso da série, representado pela linha $u^*(t_n)$, serve também para detectar uma ruptura na série quando esta cruza a linha $u(t_n)$ dentro do intervalo de confiança (Gossens e Berger, 1986). Esses resultados confirmam estatisticamente a diminuição das vazões destes rios, através da detecção de tendências negativas, que se tornam significativas em 1975 para o rio Atibaia e em 1986 para o rio Jaguari. No rio Piracicaba a tendência negativa torna-se significativa em 1979, mas alterna entre significativo e não significativo a partir desta data.

Das variações naturais apenas as secas entre 1941 e 1945 (no rio Piracicaba) e entre 1953 e 1956 (todos os rios) ocasionaram variações passíveis de serem detectadas como sendo estatisticamente significativas. A intersecção das curvas $u(t_n)$ e $u^*(t_n)$, não são claramente distinguíveis nos casos do rio Atibaia e do Piracicaba, já que estas se cruzam inúmeras vezes. No caso do rio Jaguari esta intersecção foi detectada em 1985, diferente do resultado obtido pelo teste de Pettitt. Este resultado pode ser atribuído às diferenças de sensibilidade entre os testes supracitados.

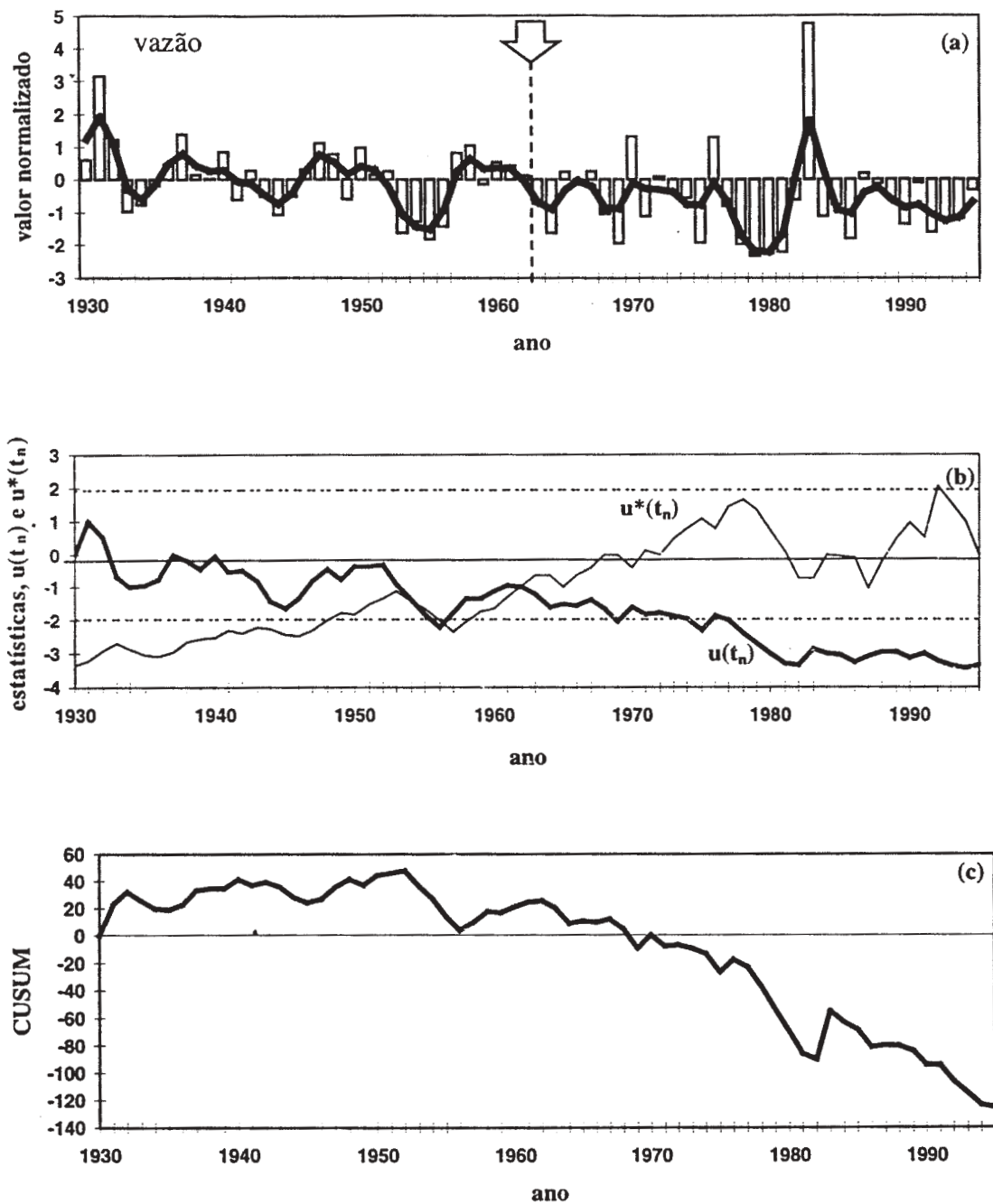
As curvas CUSUM aplicadas às vazões (Figuras 2c, 3c e 4c), mostram também tendências negativas acentuadas nas vazões, a partir do início dos anos 70, para o rio Atibaia, a partir de 1985 para o rio Jaguari e em torno da metade dos anos 70 para o rio Piracicaba. Essa técnica permite uma boa visualização das mudanças, entretanto apresenta problemas na detecção do início exato de uma certa intervenção, se esta é estatisticamente significativa, além de serem mais sensíveis aos

eventos extremos, que podem ser bem ilustrados pela vazão do rio Piracicaba no ano de 1983 (Figura 4c).

A análise dos dados de precipitação nas figuras 5a, 5b e 5c, mostra também a alternância dos períodos secos e úmidos, apesar da maior variabilidade deste com relação à vazão, já que este último depende de outros parâmetros, tais como, evapotranspiração e recarga do aquífero que fazem com que haja um ligeiro amortecimento na curva. Nota-se também que não existe uma variação brusca na série, e que existe um ligeiro decréscimo da precipitação até em torno de 1950 seguido de um posterior aumento acompanhado de uma maior variabilidade. Este comportamento pode ser bem visualizado pelo gráfico CUSUM (Figura 5c). Os testes de Pettitt e Mann-Kendall (Figura 5b) confirmam esta análise, sendo que de um modo geral a série não apresenta mudanças bruscas nas médias e que existe uma tendência positiva, mas que não é estatisticamente significativa no período. O aumento significativo na precipitação no período 1947-1991, verificado por Moraes et. al. (1995) e Pellegrino (1995), pode representar apenas a parte crescente de um ciclo de longo prazo.

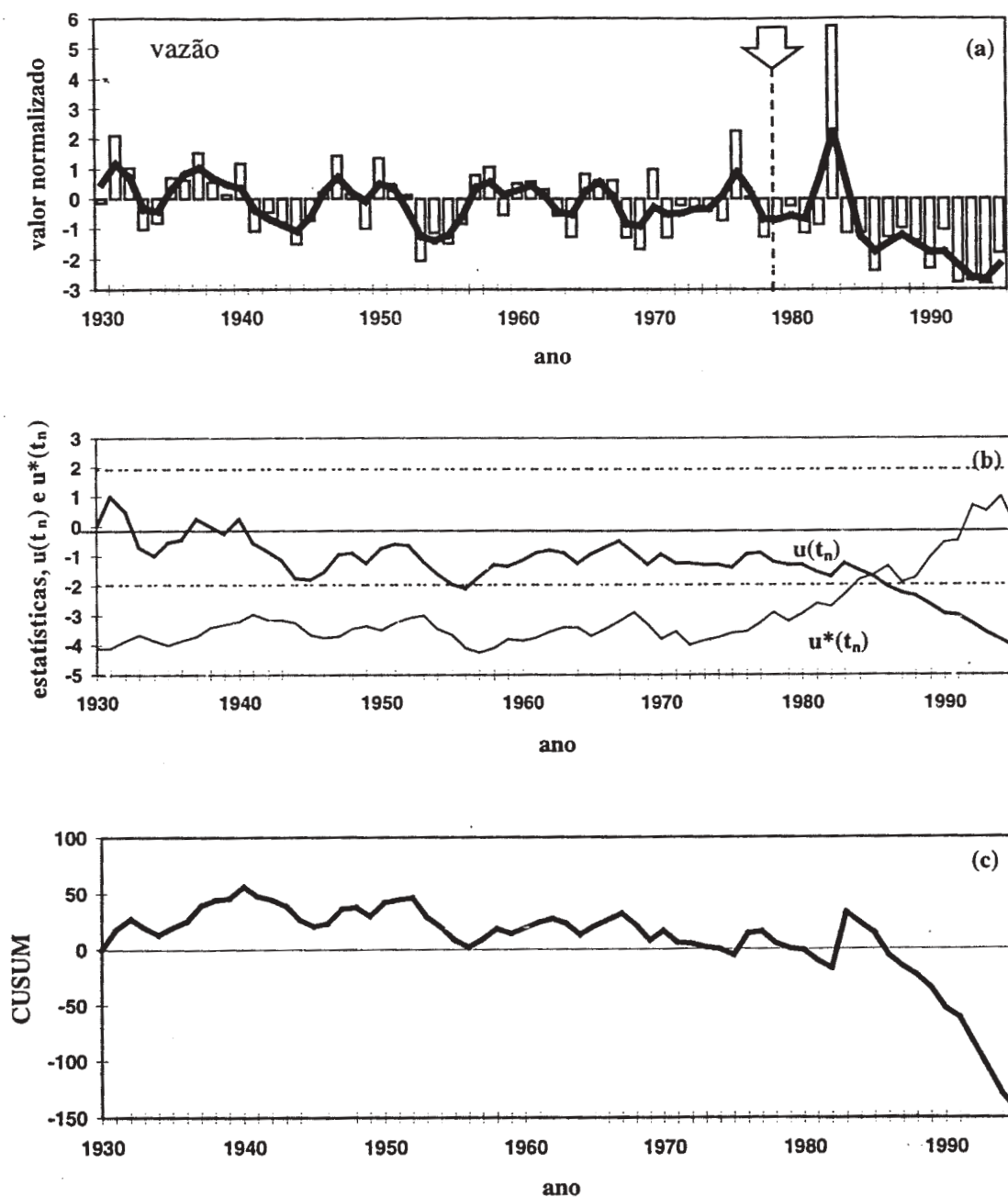
Os resultados desta análise exploratória mostram que existe um decréscimo nas vazões dos principais rios da bacia do rio Piracicaba e que são estatisticamente detectáveis. Em linhas gerais os resultados do teste estatístico de Pettitt mostraram os anos de início de uma certa mudança do comportamento estatístico da série e o teste de Mann-Kendall mostra quando as tendências iniciadas após esta mudança tornam-se estatisticamente significativas.

No rio Atibaia, a ruptura foi detectada pelo teste de Pettitt em 1962, provavelmente devido às baixas precipitações no início dos anos 60 seguido da construção das barragens no final dos anos 70, incluindo efeitos relativos a desvio dos rios, preenchimento dos reservatórios, percolação e evaporação. O início da reversão interbacias neste rio, em 1976, acentuou esse decréscimo na vazão, e pôde ser detectado pelo teste de Mann-Kendall a partir de 1975.



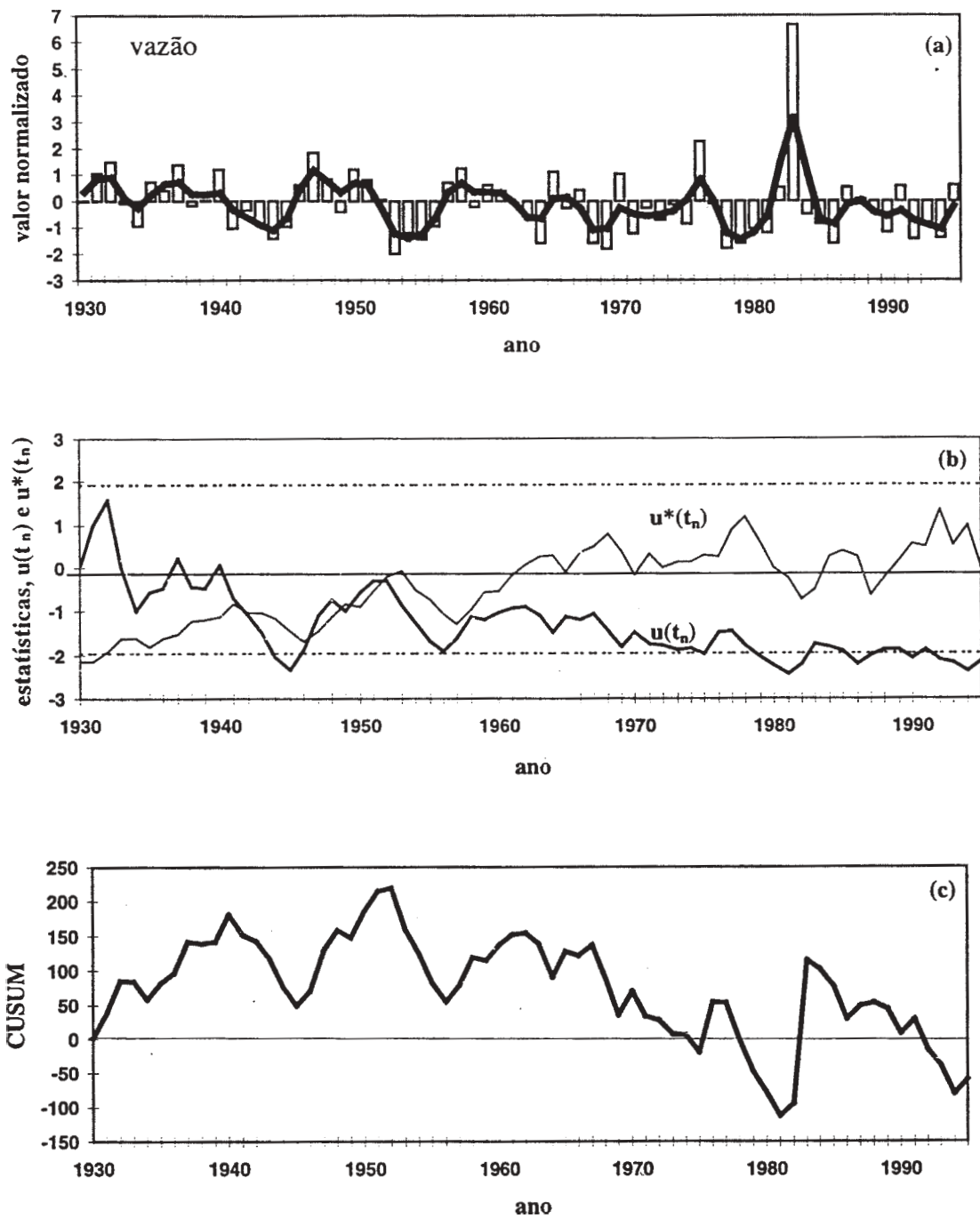
(a) as barras mostram os valores normalizados (valor-média/desvio padrão), a linha espessa o alisamento Gaussiano de 5 termos e a seta mostra a ruptura detectada pelo teste de Pettitt;
 (b) estatísticas $u(t)$ e $u^*(t)$ do teste de Mann-Kendall, onde as linhas pontilhadas horizontais representam os intervalos de confiança de 95 %;
 (c) gráfico de CUSUM em relação ao tempo.

Figura 2. Análises exploratórias da vazão do rio Atibaia.



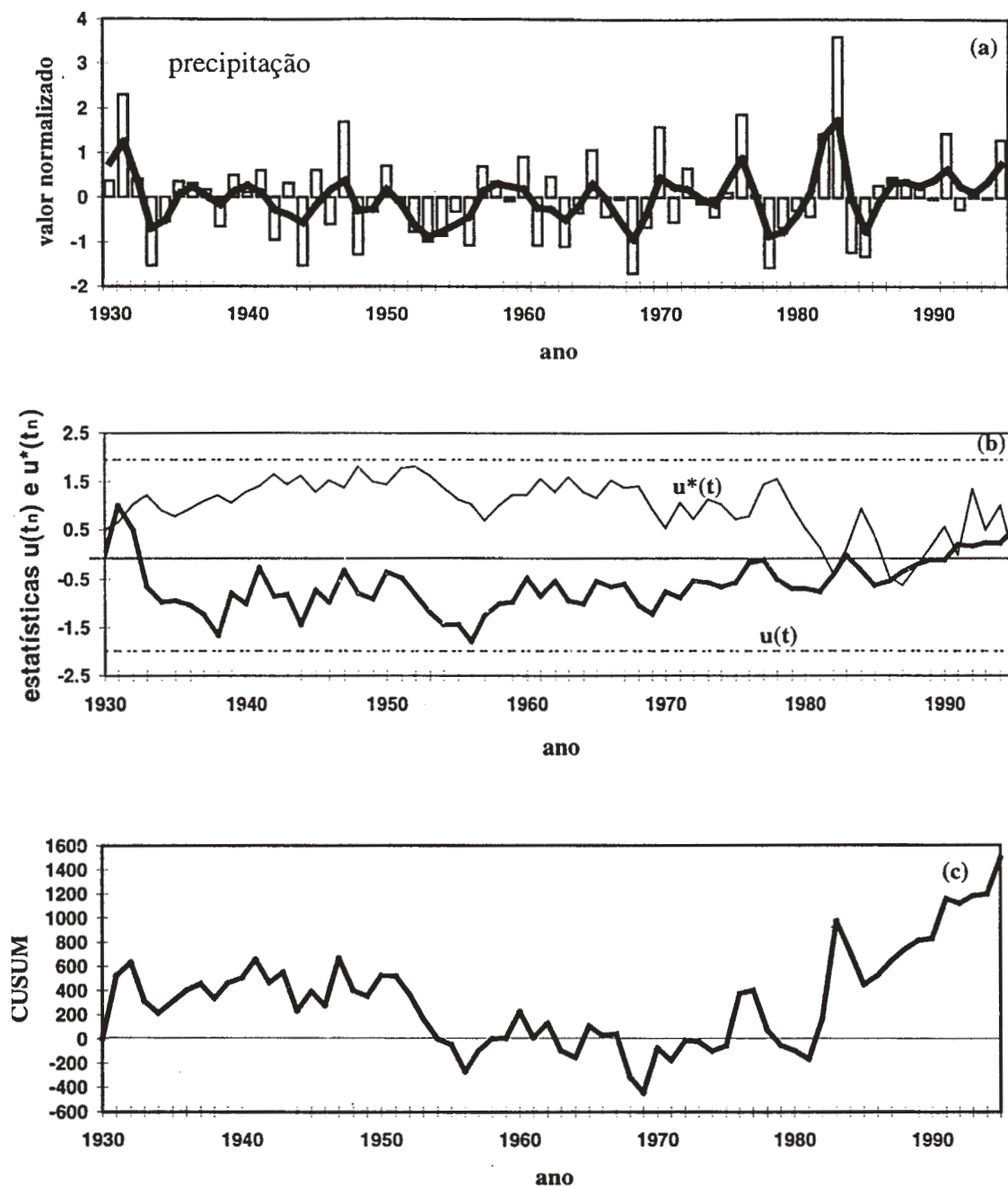
- (a) as barras mostram os valores normalizados (valor-média/desvio padrão), a linha espessa o alisamento Gaussiano de 5 termos e a seta mostra a ruptura detectada pelo teste de Pettitt;
 (b) estatísticas $u(t)$ e $u^*(t)$ do teste de Mann-Kendall, onde as linhas pontilhadas horizontais representam os intervalos de confiança de 95 %;
 (c) gráfico de CUSUM em relação ao tempo.

Figura 3. Análises exploratórias da vazão do rio Jaguari.



- (a) as barras mostram os valores normalizados (valor-média/desvio padrão), a linha espessa o alisamento Gaussiano de 5 termos;
 (b) estatísticas $u(t)$ e $u^*(t)$ do teste de Mann-Kendall, onde as linhas pontilhadas horizontais representam os intervalos de confiança de 95 %;
 (c) gráfico de CUSUM em relação ao tempo.

Figura 4. Análises exploratórias da vazão do rio Piracicaba.



- (a) as barras mostram os valores normalizados (valor-média/desvio padrão), a linha espessa o alisamento Gaussiano de 5 termos;
 (b) estatísticas $u(t)$ e $u^*(t)$ do teste de Mann-Kendall, onde as linhas pontilhadas horizontais representam os intervalos de confiança de 95 %;
 (c) gráfico de CUSUM em relação ao tempo.

Figura 5. Análises exploratórias da precipitação média da bacia do rio Piracicaba.

No rio Jaguari a ruptura foi detectada em 1977 pelo teste de Pettitt e em 1985 pelo teste de Mann-Kendall, nesse caso o primeiro mostrou ser um pouco mais sensível na detecção desse ponto de transição já que levou em conta as baixas vazões do final dos anos 80. Neste rio a tendência torna-se significativa em 1986 com um pequeno atraso na detecção do início da reversão, iniciada em 1981. Esse atraso poderia em parte ser explicado pelos altos índices pluviométricos existentes na bacia nos anos de 1982 e 1983.

Já no rio Piracicaba, perto do exutório da bacia, este efeito é em parte atenuado, provavelmente devido à localização do Sistema Cantareiras nas cabeceiras dos rios da bacia e ao aumento da contribuição pluviométrica, mesmo que estatisticamente não significativa, e que acarreta um aumento em torno de 100 mm na precipitação da bacia depois de 1980.

Modelos estocásticos

Foi realizado um ajuste seqüencial dos modelos, partindo-se daqueles mais simples e modificando-os à medida em que as considerações de entradas e intervenção iam sendo introduzidas.

Sendo Y_t uma série de vazões, a série a ser modelada é $y_t = \ln(Y_t)$, que é a transformação Box-Cox para garantir uma distribuição normal e a variância homogênea dos resíduos. Num primeiro momento os modelos foram elaborados apenas com a introdução do termo da intervenção, onde constatou-se que funções de transferência do tipo degrau (Hipel e McLeod, 1994), a partir de 1975, para as vazões do rio Atibaia e a partir de 1986 para as do rio Jaguari, foram as que apresentaram os resultados mais adequados. Estes pontos coincidem com o momento em que as variações na vazão tornaram-se significativas pelo teste de Mann-Kendall (Figuras 2a e 3a). Já no modelo das vazões do rio Piracicaba o termo da intervenção não foi estatisticamente significativo.

Para as vazões do rio Atibaia, o componente aleatório N_t sendo modelado com um ARMA (3,0) com apenas o parâmetro 3 AR

significativo, o modelo resultante foi o seguinte:

$$y_t - \mu_y = w_0 \xi_{it} + \frac{1}{(1 - \phi_3 B^3)} a_t \quad (5)$$

onde: $\mu_y = 3,3875$ é a média da série y_t , $w_0 = -0,2333$ (0,0604) é o parâmetro da intervenção ξ_{it} que toma os valores 0 e 1 antes e depois de 1975, respectivamente, e $\phi_3 = -0,2704$ (0,1185). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e o critério AIC para este caso é igual a 276,70.

Nas vazões do rio Jaguari, o componente aleatório N_t sendo modelado com um ARMA (0,3) os parâmetros 2 e 3 MA significativos, o modelo resultante foi o seguinte:

$$y_t - \mu_y = w_0 \xi_{it} + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) a_t \quad (6)$$

onde: $\mu_y = 3,4901$ é a média da série y_t , $w_0 = -0,6296$ (0,0573) é o parâmetro da intervenção ξ_{it} que toma os valores 0 e 1 antes e depois de 1975 respectivamente, $\theta_2 = -0,2476$ (0,1123) e $\theta_3 = -0,3148$ (0,1123). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e o critério AIC para este caso é igual a 290,11.

No estudo realizado com as vazões do rio Piracicaba, o termo da intervenção não é estatisticamente significativo e o componente aleatório N_t foi modelado como um ARMA (0,3) onde só o parâmetro 3 MA é significativo, o modelo resultante foi o seguinte:

$$y_t - \mu_y = (1 - \theta_3 B^3) a_t \quad (7)$$

onde: $\mu_y = 4,7752$ é a média da série y_t e $\theta_3 = 0,2861$ (0,1179). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e o critério AIC para este caso é igual a 471,33.

A precipitação X_t foi incluída posteriormente como parâmetro de entrada, sem a transformação Box-Cox, já que com esta série obteve-se os menores valores do critério AIC. Através do método de Box e Jenkins para a identificação da função de transferência (Hipel e McLeod, 1994), em se

aplicando a autocorrelação cruzada nas duas séries pré-branqueadas ("prewhitening") notou-se uma alta correlação para a defasagem zero, isto é, a precipitação de um determinado ano influencia fortemente a vazão do mesmo ano. Testes com as séries antes e depois do início da operação das barragens mostraram a mesma relação, significando que a relação precipitação-vazão persistiu mesmo depois dessa intervenção. A intervenção e a precipitação, tem nesses modelos respectivamente os coeficientes w_0' e w_1' .

As vazões do rio Atibaia, incluindo a precipitação e a intervenção do tipo degrau em 1975 e com o componente aleatório N_t modelado como ARMA(3,0), com o parâmetro 2 do AR desprezado, resultou no seguinte modelo:

$$y_t - \mu_y = w_0' \xi_{it} + w_1' (X_t - \mu_x) + \frac{1}{(1 - \phi_1 B^1 - \phi_3 B^3)} a_t \quad (8)$$

onde: $\mu_y = 3,3874$ é a média da série y_t , $\mu_x = 1368,68$ é a média da série X_t , $w_0' = -0,2756$ (0,0543), $w_1' = 0,000644$ (0,000100), $\phi_1 = 0,2615$ (0,1102), $\phi_3 = -0,3554$ (0,1102). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e critério AIC para este caso é igual a 246,09.

O modelo das vazões do rio Jaguari, também incluindo a precipitação e a intervenção do tipo degrau em 1986 e com o componente aleatório N_t modelado como ARMA(0,7), só com os parâmetros 5 e 7 do MA significativos, resultou na equação seguinte:

$$y_t - \mu_y = w_0' \xi_{it} + w_1' (X_t - \mu_x) + (1 - \theta_5 B^5 - \theta_7 B^7) a_t \quad (9)$$

onde: $\mu_y = 3,5048$ é a média da série y_t , $\mu_x = 1502,09$ é a média da série X_t , $w_0' = -0,7273$ (0,0579), $w_1' = 0,000804$ (0,000099), $\theta_5 = 0,2446$ (0,1137), $\theta_7 = 0,2846$ (0,1137). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e critério AIC para este caso é igual a 251,83.

No caso do rio Piracicaba, a inclusão da precipitação como entrada, fez com que o componente da intervenção se tornasse significativo, sendo que o menor AIC ocorreu com a intervenção em 1986. Com o componente aleatório N_t modelado como ARMA(0,4), só com os parâmetros 2 e 4 do MA significativos, resultou no seguinte modelo:

$$y_t - \mu_y = w_0' \xi_{it} + w_1' (X_t - \mu_x) + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_4 B^4) a_t \quad (10)$$

onde: $\mu_y = 4,812$ é a média da série y_t , $\mu_x = 1392,38$ é a média da série X_t , $w_0' = -0,2403$ (0,0929), $w_1' = 0,001041$ (0,000106), $\theta_2 = -0,2434$ (0,1180), $\theta_4 = -0,2840$ (0,1180). Os valores entre parênteses mostram o erro padrão dos parâmetros e critério AIC para este caso é igual a 431,68.

A precipitação, como sendo a principal entrada no balanço hídrico, acarreta uma grande melhoria no ajuste dos modelos de vazão, concordando com os resultados de Baracos et al. (1981). Pode ser verificado também que os coeficientes da intervenção w_0 e w_0' ambos negativos e significativos confirmam os resultados de decréscimo da vazão no período, já detectados na análise exploratória. Através destes coeficientes pode-se calcular a mudança percentual na média antes e depois da intervenção, através da equação:

$$\% \text{mudança} = \left(\frac{E[Y_t]_{\text{depois}}}{E[Y_t]_{\text{antes}}} - 1 \right) = (e^{w_0} - 1) 100 \quad (11)$$

onde: $E[Y_t]$ antes e depois são os valores esperados antes e depois da intervenção.

Através destes cálculos foram obtidas as estimativas dos decréscimos percentuais na média da vazão dos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba para os modelos sem considerar ou considerando a precipitação como entrada. Esses resultados são sumarizados na Tabela 2. O valor conseguido através do modelo incluindo a chuva pode ser considerado como o mais próximo da realidade já que é o que melhor se ajusta aos dados reais.

Tabela 2. Sumário das análises estatísticas e modelagem das séries temporais.

Rio (posto)	Testes Estatísticos	Mudança na Média (MM)		
		média aritmética	modelo só da vazão	modelo da vazão com a chuva
Atibaia (3D-006)	Mann-Kendall: T--(1975) RUP=ns Pettitt: RUP=1962 sl=0.011	Intervenção 1975 MM = 17,8%	Intervenção 1975 MM= 20,8% Intervalo de Confiança (10,6 e 29,8%)	Intervenção 1975 MM=24,1 % Intervalo de Confiança (15,4 e 31,9 %)
Jaguari (3D-009)	Mann-Kendall: T--(1986) RUP=1985 Pettitt: RUP=1977 sl=0.003	Intervenção 1986 MM =47,0%	Intervenção 1986 MM= 46,7% Intervalo de Confiança (40,3 e 52,5%)	Intervenção 1986 MM= 51,7% Intervalo de Confiança (45,8 e 57,0%)
Piracicaba (CESP)	Mann-Kendall: T--(1979) RUP=ns Pettitt: RUP=ns sl=ns	Intervenção 1986 MM =11,8%	Intervenção ns MM=ns	Intervenção 1986 MM= 21,4% Intervalo de Confiança (5,3 e 34,7%)

Tendência T--(ano) decrescente: significativa (ano em que ela se torna significativa); RUP: ano em que se deu uma dada ruptura na série temporal ("changing point"); Nível de significância da mudança brusca = sl; ns: não significativo.

CONCLUSÕES

A presente análise mostrou as variações naturais e antrópicas ocorridas na vazão dos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba no período de 1930 a 1995. As variações naturais mostraram uma alternância de períodos secos e úmidos em períodos entre 3 e 5 anos, sendo que apenas as secas entre 1941 e 1945 (no rio Piracicaba) e entre 1953 e 1956 (todos os rios) ocasionaram variações passíveis de serem detectadas como sendo estatisticamente significativas pelo teste seqüencial de Mann-Kendall.

A partir dos anos 60, as vazões do Atibaia e a partir do início dos anos 70 nas vazões do Jaguari e Piracicaba esses rios passam a apresentar vazões com a mesma alternância, mas com valores abaixo do período precedente. Estas mudanças foram detectadas pelo teste de Pettitt, nos rios Atibaia e Jaguari em 1962 e 1977, respectivamente, mas não na série do rio

Piracicaba, cujo decréscimo na vazão não é tão abrupto como o dos outros rios.

Esta tendência negativa nas vazões foram confirmadas pelo teste de Mann-Kendall, sendo que estas tornaram-se estatisticamente significativas em 1975, 1979 e 1986 para os rios Atibaia, Piracicaba e Jaguari respectivamente. Considerando que neste período, houve um ligeiro aumento na precipitação, pode-se creditar esta variação na vazão a ações antrópicas.

As alterações no comportamento das séries temporais detectadas pelos testes estatísticos, coincidem com o histórico da construção do Sistema Cantareira e sua operação, ou seja, a retirada de água para o abastecimento da cidade de São Paulo, iniciada em 1976 no Atibaia e em 1981 no Jaguari, ambos com reflexos no Piracicaba, vem provocando uma diminuição da vazão e que é estatisticamente significativa no período estudado. Através dos modelos de intervenção, que inclui a precipitação como função de transferência, pôde-se verificar que

as melhores estimativas para este decréscimo nas médias é de 24%, 52% e 21% nos rios Atibaia, Jaguari e Piracicaba respectivamente.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao CNPq (62.0363/92-2) e a FAPESP (94/0529-9) pelo financiamento que tornou possível a realização do presente trabalho.

REFERÊNCIA

- BARACOS, P. C.; HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I. – *Modeling Hydrologic Time Series From the Arctic*. Water Resources Bulletin, 17(3), pp. 414-422, 1981
- BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. – *Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems*. Journal of the American Statistical Association, 70 (349), pp. 70-79, 1975.
- DAEE-Departamento de Águas e Energia Elétrica. – *Estudo de águas subterrâneas – Região administrativa 5 Campinas, São Paulo: Ed. Governo do Estado de São Paulo, 1985. – 640p.*
- DAEE-Departamento de Águas e Energia Elétrica – *Plano global dos recursos hídricos da bacia do Piracicaba – 2a etapa, 8 volumes. Tecnosan, 1986.*
- DEMARÉE, G. R. – *An indication of climatic change as seen from the rainfall data of a Mauritanian station*. Theor. Appl. Climatol, 42, pp.139-147,1990.
- DUNNE, T.; LEOPOLD, L. B. – *Water in the Environmental Planning.- San Francisco: Ed. W.H. Freeman and Company, 1978.-818p.*
- GENOVEZ, A. M. – *Modelo Estocástico das Vazões Mensais do Rio Tietê em Cumbica – Tese de Mestrado, Escola de Engenharia de São Carlos, 1982.*
- GANZELI, J. M. – *Aspectos ambientais do planejamento dos recursos hídricos: a bacia do rio Piracicaba. – In: Tauk, S.M.; Gobbi, N.; Fowler H.G. Análise ambiental: uma visão multidisciplinar. São Paulo, Unesp/Fapesp, p.108-113, 1991.*
- GOOSSENS, C.; BERGER, A. – *Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and Europe during the last century*. Annales Geophysicae, 4, B, 4, p.385-400, 1986.
- HIPEL, K. W.; LENNOX, W. C.; UNNY, T. E.; McLEOD, A. I. – *Intervention Analysis in Water Resources*. Water Resources Research, 11(6),pp. 855-861, 1975.
- HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I.; McBEAN, E. A. - *Stochastic Modelling of the Effects of Reservoir Operation*. Journal of Hydrology, 32 pp. 97-113., 1997
- HIPEL, K. W.; McLEOD, A. I. – *Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems. Amsterdam: Ed. Elsevier, 1994, - 1013p.*
- McLEOD, A. I.; HIPEL, K. W. – *Reference Manual, The McLeod-Hipel Time Series Package, 1995.*
- MORAES, J. M.; PELLEGRINO, G. Q.; BALLESTER, M. V.; MARTINELLI, L. A.; VICTORIA, R. L.; KRUSCH, A. V. – *Estudo Preliminar da Evolução Temporal dos Componentes do Ciclo Hidrológico da Bacia do Rio Piracicaba*.- In: XI Simpósio de Recursos Hídricos e do II Simpósio de Hidráulica e Recursos Hídricos dos países de Língua Oficial Portuguesa, Recife, PE., 1995. *Anais – Porto Alegre: ABRH, 1995 pp.27-32.*
- PELLEGRINO, G. Q. – *Análise Espacial Temporal dos Dados Hidrológicos da Bacia do Rio Piracicaba, Tese de Mestrado em Agrometeorologia, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – USP – Piracicaba, 1996.*
- PETTITT, A. N. – *A non-parametric approach to the change-point problem*. Appl. Statist. 28, 2, pp. 126-135, 1979.
- SABESP – *Data Oper-Sistema Cantareira. São Paulo. Ed.Governo do Estado de São Paulo, 1989.--82p.*
- SÃO PAULO – *Secretaria do Meio Ambiente. – Estabelecimento de metas ambientais e reenquadramento dos corpos d’água. São Paulo: Ed.Governo do Estado de São Paulo, 1994.*
- SNEYERS, R. – *Sur l’analyse statistique des séries d’observations. Note Technique No. 143, OMM – No.415, Genève, 1975. 192p.*
- TUCCI, C. E. M. et al. – *Hidrologia – Ciência e Aplicação. Porto Alegre: Ed. UFRGS/Edusp/ABRH, 1993. 943p.*

***Intervention Analysis of Streamflow
Time Series in the Piracicaba River
Basin***

ABSTRACT

This work reports the exploratory analysis and stochastic modeling of the mean annual flow time series of the Piracicaba river basin main tributaries, from 1930 to 1995. This basin is located in one of the most developed regions of Brazil, has been severely modified through anthropogenic changes, the main of which is the inter-basin transfer of 31m³/s of water to supply the São Paulo City metropolitan area. A statistical study was carried out to detect main changes of flow evolution in time. The stochastic flow model was built using transfer functions, taking into account the model it was possible to calculate the percentage changes in the annual mean flow after a given intervention.