

Método de Regionalização para Avaliar a Energia Garantida Incremental de PCHs a Fio de Água Integradas na Região Sul do Brasil

Rodrigo Kern¹, Heinz Dieter Oskar August Fill²

rodrigokern288@hotmail.com; heinzfill@yahoo.com.br

Recebido: 20/12/11 - revisado: 03/03/12 - aceito: 17/03/14

RESUMO

As pequenas centrais hidrelétricas (PCHs), por questões políticas, econômicas, culturais e ambientais, estão crescendo dentro do cenário de produção energética brasileira. Esse crescimento torna crucial uma correta avaliação de sua contribuição energética. A ANEEL (2001) propõe calcular a energia assegurada de uma PCH com base no valor médio das vazões médias mensais censuradas no engolimento máximo da turbina. Contudo a grande maioria das PCHs não possui reservatórios capazes de regularizar vazões na escala mensal, de modo que a censura deve ser na escala diária. Além disso, a ANEEL exige que sejam utilizados pelo menos 30 anos de dados, com um máximo de dois anos de defasagem da data de entrega do projeto. Nesse sentido, caso a série não englobe o período crítico do sistema interligado (1949-56), obtêm-se valores superiores aos que a PCH poderia gerar durante esse período crítico. Logo, um método alternativo faz-se necessário para evitar um aumento significativo no risco de déficit para o sistema. FILL (1989) propôs uma fórmula para o cálculo da energia garantida incremental de usinas hidrelétricas integradas, baseado na teoria estocástica dos reservatórios e em parâmetros estatísticos das afluições à usina e das energias naturais do sistema, que são a média e o desvio padrão das energias médias anuais turbináveis da usina e o coeficiente de correlação dessas afluições com as do sistema interligado.

Como a maioria das PCHs não dispõe de séries de vazões diárias no local e tendo em vista a notória dificuldade de transferência espacial de vazões diárias, este trabalho propõe gerar séries sintéticas de vazões diárias no local da usina, censurá-las e determinar os parâmetros da fórmula proposta por FILL (1989). Para a geração das séries sintéticas de vazões diárias, utilizou-se o modelo Second Order Shot-Noise com parâmetros regionalizados. Um caso exemplo é apresentado, sendo o resultado comparado com o método proposto pela ANEEL.

Palavras-chave: Energia garantida incremental, Pequenas Centrais Hidrelétricas, Método de regionalização, Séries sintéticas de vazões médias diárias.

INTRODUÇÃO

A conscientização ambiental sobre os processos de produção de vários ramos do desenvolvimento social, entre eles a produção de energia elétrica, levam à questão de se produzir energia com o menor impacto ambiental possível. Dentro dessa visão, desde o final da década de noventa, o governo brasileiro incentiva o aproveitamento de fontes alternativas de energia elétrica, de baixo impacto ambiental, como energia solar, de biomassa, eólica, pequenas centrais hidrelétricas (PCHs), entre outras.

As PCHs são aproveitamentos hidrelétricos de 1 a 30 MW de potência instalada, com reservató-

rios de até 3 km² no nível máximo normal de operação, segundo a resolução ANEEL (Agência Nacional de Energia Elétrica) nº 652 (2003), de modo que seu impacto ambiental é mínimo.

Para tornar as PCHs mais rentáveis para os investidores, a resolução da ANEEL nº 169 (2001) estendeu a participação no MRE (Mecanismo de Realocação de Energia) a usinas de menor porte, não despachadas pelo ONS, desde que atendam alguns requisitos. O MRE é um procedimento contábil que define a remuneração dos agentes geradores de energia hidrelétrica em função da energia assegurada de cada usina e da geração hidráulica total.

Atualmente, a energia assegurada das usinas hidrelétricas é obtida por simulação do sistema interligado nacional (SIN). Entretanto, nessa simulação, não são consideradas as PCHs, de modo que a ANEEL definiu outro critério para a energia assegurada das PCHs, expresso na Resolução nº 169 de

¹Universidade Federal do Paraná

²Professor Emérito da Universidade Federal do Paraná, DHS

2001 e baseada na média histórica das afluições médias mensais censuradas no engolimento máximo das turbinas.

Por outro lado, Fill *et al.* (2003) mostram que o procedimento proposto pela ANEEL tende a superestimar a disponibilidade energética das PCHs, geralmente a fio d'água, sendo necessária a consideração da série de vazões diárias e do período crítico de afluições.

Esta pesquisa tem como objetivo desenvolver um método de regionalização que permita a aplicação do método proposto por Fill (1989) para avaliar a energia garantida incremental de uma pequena central hidrelétrica, a fio d'água, na região sul do Brasil.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A questão que incentivou esta pesquisa foi de analisar o método de cálculo da energia assegurada sugerida pela ANEEL. Utilizando a fórmula proposta por Fill (1989), poderá ser avaliada a energia garantida incremental, desde que se disponha de estatísticas das energias afluentes médias anuais censuradas na escala diária.

Define-se energia garantida incremental como a diferença entre a energia associada a um dado risco entre o sistema interligado com e sem a adição da usina considerada.

Nagayama (1995) e Bicca (2003) pesquisaram os efeitos da motorização da usina, que representa uma censura aos parâmetros da média e do desvio padrão (\bar{E}_u e σ_u). Todavia a estimativa analítica do desvio padrão e do coeficiente de correlação cruzado (ρ_{us}) resulta em dificuldades consideráveis para uma censura a nível diário.

Um método alternativo para obter estatísticas de vazões médias anuais censuradas a nível diário consiste na geração de vazões diárias naturais e cálculo das estatísticas a partir da série censurada das vazões diárias geradas.

Fórmula de Fill

Fill (1989) propôs uma fórmula baseada na teoria estocástica dos reservatórios para o cálculo da energia garantida incremental de uma usina hidrelétrica acrescida a um sistema interligado.

As estatísticas que servem de entrada para a fórmula de Fill são: a média e o desvio padrão das energias médias anuais turbináveis da usina e o coe-

ficiente de correlação dessas afluições com as do sistema interligado. As energias turbináveis, no caso de usinas a fio d'água, resultam das energias naturais afluentes limitadas pela motorização da usina.

Ademais, para que essa fórmula possa ser aplicada a um sistema hidrelétrico com regularização plurianual, foram consideradas as seguintes hipóteses: (1) é aplicável o método da energia natural (CANAMBRA, 1969); (2) a regularização intrano é separável da plurianual e pode ser expressa como uma fração da demanda; (3) a geração térmica é separável, e seu valor não se altera com a adição da usina considerada; (4) a distribuição das afluições são idênticas com e sem a nova usina, a menos da variância e da média das afluições; (5) a confiabilidade é avaliada de forma estocástica, sendo mantida constante e expressa pelo tempo de recorrência $Tr = \frac{1}{(1-P[s/S])}$, onde $[s/S]$ é o evento condicionado “sucesso no atendimento da demanda no período corrente, dado que houve sucesso nos períodos anteriores”.

Gomide (1986) propôs, para a energia garantida de um sistema hidrelétrico, a expressão

$$E_g = \bar{E} - \mu\sigma \quad (1)$$

sendo:

E_g - energia garantida (MWmed);

\bar{E} - média das afluições (MWmed);

μ - função do tempo de retorno, do armazenamento equivalente, e da natureza da distribuição das afluições (adimensional);

σ - desvio padrão das afluições (MWmed).

O armazenamento equivalente é dado pelo armazenamento plurianual (armazenamento total menos o armazenamento para regulação sazonal expresso em unidades de desvio padrão) na forma:

$$a = \frac{A_p}{\sigma} \quad (2)$$

A_p - armazenamento plurianual (MWano)

O ganho de energia determinado pelo acréscimo de uma nova usina é dado pela diferença entre as energias garantidas do sistema na configuração atual e antes da inclusão da nova usina.

Utilizando expressões clássicas para média e variância da soma das variáveis aleatórias, e considerando as hipóteses acima, resulta para o ganho de energia (Fill, 1989):

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \sigma_s \zeta + K_3 A_u \quad (3)$$

ζ - parâmetro dado por:

$$\zeta = \sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s}\right)^2 + 2\rho_{us}\left(\frac{\sigma_u}{\sigma_s}\right)} - 1 \quad (4)$$

\bar{E}_u – média das energias afluentes à usina (MWmed)
 σ_s – desvio padrão das energias afluentes ao sistema
 A_u – é o ganho no armazenamento total do sistema devido ao acréscimo da usina e corresponde à soma das energias armazenadas a montante da usina, expresso por:

$$A_u = (0,311 * 10^{-3})H_u\eta \sum V_m \quad (5)$$

onde:

H_u – queda líquida média (m);

η – rendimento do conjunto turbina-gerador (unidade);

$\sum V_m$ – soma dos volumes úteis a montante da usina em questão (10^6 m^3);

K_1, K_2 e K_3 – são coeficientes dados por:

$$\begin{aligned} K_1 &= \frac{1}{(1 - \phi\mu'_s)} \\ K_2 &= \frac{\mu_s - \mu'_s a_s}{(1 - \phi\mu'_s)} \\ K_3 &= \frac{-\mu'_s}{(1 - \phi\mu'_s)} \end{aligned} \quad (6)$$

Em que:

μ'_s – é a derivada de μ em relação ao armazenamento equivalente a

ϕ – é o fator de armazenamento intra-ano (GOMIDE & CUNHA, 1981)

Os coeficientes K_1, K_2 e K_3 podem ser tabelados considerando-se, para o tempo de recorrência, um valor referencial, adotando-se um modelo probabilístico para as afluições, isto é, uma família de distribuições marginais, com assimetria e curtose fixas e estrutura de autocorrelação também fixa, e estabelecendo um valor para ϕ .

Para os valores de μ e μ' , Fill (1989) propôs as seguintes expressões que se ajustam bem aos valores obtidos pela teoria estocástica dos reservatórios.

$$\mu = \alpha e^{-\beta a} \quad (7)$$

$$\mu' = \frac{d\mu}{da} = -\alpha\beta e^{-\beta a} = -\beta\mu$$

No caso particular, e bastante comum, de uma PCH com variação nula no armazenamento total do sistema ($A_u = 0$), e para $\sigma_u \ll \sigma_s$, de modo que a equação (4) pode ser aproximada para $\zeta = \rho_{us} \frac{\sigma_u}{\sigma_s}$, resulta:

$$\Delta E_g = K_1 \bar{E}_u - K_2 \rho_{us} \sigma_u \text{ ou } \Delta E_g = K_R \bar{E}_u \quad (8)$$

sendo:

K_R – o fator de regularização dado por:

$$K_R = K_1 - K_2 \rho_{us} \frac{\sigma_u}{\bar{E}_u} \quad (9)$$

Fill (1989) estimou os parâmetros α e β pelo método dos mínimos quadrados para pares de valores μ e a obtidos pela teoria estocástica dos reservatórios e tabelou os valores obtidos para o caso de uma distribuição marginal de afluições log-normal de 3 parâmetros, modelo este aceito no setor elétrico brasileiro para estudos energéticos (KELMAN, 1987), com coeficiente de assimetria 0,3, coeficiente de correlação em série de 0,25, $Tr = 45$ anos e $\phi = 0,183$ (GOMIDE & CUNHA, 1981), obtendo: $\alpha = 1,793$ e $\beta = 0,533$.

Os coeficientes dados pelas expressões de K_1, K_2 e K_3 foram, então, calculados para essas condições, e seus valores foram tabelados por Fill (1989) para diferentes valores de a .

A série de energia natural afluente do sistema integrado sul-sudeste de 1931-1980, retirada de Neira (2005), apresenta coeficiente de assimetria igual a 0,27 e coeficiente de autocorrelação igual a 0,33, ligeiramente diferentes dos valores usados para o cálculo de α e β , mas não significativamente diferentes (KERN, 2010), sendo utilizada a tabela calculada por Fill (1989) para este trabalho.

Vazões Médias Diárias

A sequência de vazões de um local, dadas as incertezas de suas causas, pode ser modelada através de um processo estocástico.

Para esta pesquisa, foi decidido utilizar o modelo denominado *Second Order Shot Noise* - SOSN, proposto por Weiss (1977), utilizado na Serra do Mar no estado do Paraná, por Mine (1990), onde apresentou resultados bastante satisfatórios. O desempenho do modelo SOSN foi analisada por Kern (2010) e mostrou-se adequado às séries de vazões diárias no caso da região sul do Brasil.

Modelo SOSN

Os modelos Shot-Noise destacam-se por serem capazes de reproduzir a natureza essencialmente estocástica na ascensão e determinística na recessão das vazões. Tais modelos consideram as vazões diárias como médias (sobre o período de um dia) de um processo auto-regressivo de 1ª ordem contínuo no tempo, com ruído não negativo. Esses modelos fornecem hidrogramas com ascensões rápidas, seguidas de recessões com decaimento exponencial (WEISS, 1977), como muitas vezes se observa na natureza.

O processo tem três parâmetros para cada componente, denominados ν , θ e b . O primeiro, ν , que está relacionado a um processo de Poisson, indica se ocorrerá ou não um pulso positivo, enquanto o segundo, θ , corresponde ao volume desse pulso, e o terceiro, b , é a constante de decaimento da recessão.

Em relação ao ajuste do modelo, os valores de ν , θ e b são calculados para preservar os valores de μ , σ^2 e $\rho(1)$ observados nos dados. Os valores amostrais $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}^2$ e $\hat{\rho}(1)$ da série histórica são substituídos no sistema de equações (10), que são resolvidos para $\hat{\nu}$, $\hat{\theta}$ e \hat{b} .

$$\begin{aligned}\mu &= \frac{\nu\theta}{b} \\ \sigma^2 &= \frac{\nu\theta^2}{b} \frac{2[b - (1 - e^{-b})]}{b^2} \\ \rho &= \frac{(1 - e^{-b})^2}{2[b - (1 - e^{-b})]} e^{-b(s-1)}\end{aligned}\quad (10)$$

Denotando por X_t , $t = 1, 2, \dots$ a média diária a ser gerada pelos valores instantâneos $X(t)$, os valores do processo estocástico são obtidos recursivamente de (11) e (12):

$$\begin{aligned}X_{t+1} &= \frac{1}{b}(1 - e^{-b})X(t) \\ &+ \sum_{m=N(t)}^{N(t+1)} \frac{1}{b} [1 \\ &- e^{-b(t+1-\tau_m)}] Y(\tau_m)\end{aligned}\quad (11)$$

$$\begin{aligned}X(t+1) \\ = (e^{-b})X(t) + \sum_{m=N(t)}^{N(t+1)} [e^{-b(t+1-\tau_m)}] Y(\tau_m)\end{aligned}\quad (12)$$

Inicia-se o algoritmo de geração com um valor para $X(0)$ e gera-se X_1 e $X(1)$. $X(1)$ é, então, usado para gerar X_2 e $X(2)$ e assim por diante.

1. Os primeiros termos em (11) e (12) são calculados de $X(t)$;
2. Os eventos de tempo são iniciados fazendo $m=0$ e $\tau_m=0$;
3. O próximo evento τ_{m+1} é gerado como $\tau_{m+1} = \tau_m + W$, onde W é pseudo-aleatório gerado de uma distribuição exponencial com média $\frac{1}{\nu}$;
4. Se $\tau_{m+1} > 1$, todos os eventos em $(t, t+1)$ foram exauridos, e a geração de X_{t+1} e $X(t+1)$ é completa;
5. Se $0 < \tau_{m+1} < 1$, gera-se $Y(\tau_{m+1})$ de uma exponencial com média θ ;
6. Calcula-se a contribuição de $Y(\tau_m)$ em (11) e (12) através do segundo membro das equações e adiciona-se aos valores de X_{t+1} e $X(t+1)$ respectivamente;
7. Faz-se $m=m+1$ e repetem-se os passos de 3 a 7.

O modelo Shot-Noise de segunda ordem (SOSN), usado nesta pesquisa, difere um pouco do apresentado. Esse modelo permite modelar tanto o escoamento superficial como o escoamento de base, cada um deles consistindo de um simples reservatório linear, tendo decaimento exponencial b_1 e b_2 com $b_1 > b_2$, respectivamente. A vazão é representada, nesse modelo, pela soma de dois processos “shot-noise” $X(t) = X_1(t) + X_2(t)$, o processo rápido e o processo lento, tendo parâmetros ν_1 , θ_1 , b_1 e ν_2 , θ_2 , b_2 , respectivamente.

Neste caso, vários modelos podem ser considerados:

1. SOSN – *Second Order Shot Noise* (utilizado nesta pesquisa): neste, os eventos dos dois processos são simultâneos, então: $\nu_{12} = \nu_1 = \nu_2$
2. “Double Shot Noise” – DSN: admite-se que os processos rápido e lento são completamente independentes: $\nu_{12} = 0$.
3. “Modified Second Order Shot Noise” – MSOSN: neste, $\nu_1 > \nu_2$, e os eventos do processo lento ocorrem simultaneamente com alguns eventos do processo rápido: $\nu_{12} = \nu_2 < \nu_1$.

sendo:

ν_{12} – parâmetro de relação entre os processos rápido e lento

Para o SOSN, a estimativa dos parâmetros do modelo preserva a média, variância e coeficiente de autocorrelação de primeira ordem das vazões médias diárias e das vazões médias mensais.

MÉTODO

Propõe-se, neste trabalho, um método para estimar a energia garantida de uma PCH gerando através do modelo SOSN uma série de vazões diárias no local, censurando esta e, então, determinado as estatísticas necessárias à aplicação da fórmula de Fill (1989). Como o escopo deste trabalho se restringe às PCHs, os locais estudados são limitados a bacias hidrográficas com áreas inferiores a 5000 km², que corresponde a este tipo de usina.

Para a aplicação do modelo SOSN, é proposto um método de regionalização de seus parâmetros, sendo utilizadas técnicas de regressão múltipla, bem como técnicas geoestatísticas de interpolação espacial. Tabios e Salas (1985) apresentam uma descrição detalhada de várias técnicas de interpolação, tanto determinísticas como geoestatísticas, incluindo o método do inverso do quadrado da distância usado nesta pesquisa.

As principais etapas da pesquisa são:

- Escolher um conjunto de estações fluviométricas distribuídas nas principais bacias hidrográficas da região Sul do Brasil (área de abrangência desta pesquisa) e obter as estatísticas das séries históricas das estações fluviométricas;
- Calcular os parâmetros de entrada do modelo SOSN nessas estações e correlacioná-los às características fisiográficas, climáticas e de localização;
- Propor um modelo para regionalizar esses parâmetros;
- Realizar um estudo de caso para aplicação do método proposto, a fim de estimar a energia garantida incremental e compará-la com a energia assegurada obtida pelo método da ANEEL (2001). Este estudo de caso compreende a obtenção de parâmetros regionalizados no local, gerar séries de vazões, transformá-las em energia, efetuar a censura e aplicar o método de Fill (1989) para estimar a energia garantida.

RESULTADOS

Regionalização

A regionalização visa abranger a maior parte da região Sul do Brasil para estimar os parâmetros do modelo de geração direta de vazões diárias. As sub-bacias hidrográficas selecionadas foram:

1. A parte paranaense da bacia do rio Parana-panema;
2. A bacia do rio Iguaçu;
3. A bacia do rio Uruguai;
4. As bacias litorâneas.

Para essas bacias, foram selecionadas 62 estações fluviométricas e 62 pluviométricas para regionalização dos parâmetros do modelo SOSN.

Para considerar as características geológicas, essas estações foram agrupadas em 3 regiões distintas: a primeira constituída pela vertente litorânea, composta por rochas ígneas e metamórficas; a segunda pela vertente da serra geral composta por rochas sedimentares (arenitos); e a terceira, que compreende a região oeste caracterizada pelo derame basáltico.

Ao processo de regionalização dos parâmetros do modelo SOSN, seguiram-se as seguintes etapas:

1. Selecionar estações fluviométricas até 5000 km² dentro da área de estudo;
2. Estimar os parâmetros do modelo SOSN para cada estação;
3. Definir variáveis explicativas para a regressão múltipla e estimar os respectivos coeficientes pelo método dos mínimos quadrados;
4. Realizar testes estatísticos de significância da regressão e da qualidade de ajuste;
5. Efetuar a regionalização por interpolação espacial (inverso ponderado da distância), no caso da qualidade do ajuste resultar muita baixa ($R^2 < 0,65$).

As variáveis explicativas escolhidas no caso da regressão foram:

1. Área de drenagem da estação
2. Declividade média do talvegue entre a nascente e estação fluviométrica
3. Chuva média anual na estação pluviométrica mais próxima
4. Média de dias consecutivos sem chuva

5. Localização da estação definida através de variáveis binárias incluídas na regressão.

As variáveis de localização, denominadas L1 e L2, foram definidas conforme a tabela 1, de acordo com as características geológicas principais de cada região.

Tabela 1 – Variáveis de Localização

| Áreas | L1 | L2 |
|-------------------|----|----|
| 1 Bacia Litorânea | 0 | 0 |
| 2 Arenito | 1 | 0 |
| 3 Basalto | 0 | 1 |

Assumiu-se um modelo log-linear para a regressão. Esse modelo geralmente apresenta bons resultados para variáveis hidrológicas (BENSON, 1964; THOMAS E BENSON, 1970).

Os procedimentos de estimativa dos parâmetros e inferência das regressões seguiram essencialmente o método dos mínimos quadrados ordinários exposto em Greene (2002).

No caso da interpolação espacial, a referência básica foi Tabios e Salas (1985).

Foi verificada a significância da regressão através do coeficiente de determinação (R^2) e do teste F. Foram ainda calculados os erros padrão para cada coeficiente da regressão. A normalidade dos resíduos foi avaliada pelo teste do qui-quadrado e a homoscedasticidade pelo teste de Goldfeld-Quandt (GREENE, 2002).

Em todos os testes, adotou-se um nível de confiança de 95%.

Para cada regressão, eliminaram-se as variáveis explicativas que não proporcionavam melhorias na significância da regressão.

Ainda, em cada caso, eliminaram-se as estações que se afastavam muito da reta de regressão, o que resultou em uma melhora substancial do ajuste.

Assumiu-se que nas estações correspondentes a essas variáveis os registros de máximas poderiam estar afetados por erros, devido a fatores como a extrapolação da curva de descarga, efeitos de regime não permanente, erros de leitura, etc.

Entretanto não foi efetuada uma análise detalhada e individualizada das leituras de régua e da curva de descarga nos postos fluviométricos.

A seguir, estão relatados os resultados das regressões múltiplas para cada parâmetro.

Parâmetro b_1

Para o parâmetro b_1 , foram descartadas 12 estações, restando um total de 50 estações e 7 variáveis explicativas.

A tabela 2 mostra os coeficientes da regressão e os respectivos erros padrão, enquanto a tabela 3, as estatísticas de teste.

Tabela 2 – Coeficientes da Regressão

| Coeficientes | Valor | Erro Padrão |
|--------------------------------------------|---------|-------------|
| Beta 1 (constante) | -2,0782 | 0,619 |
| Beta 2 (área) | -0,0617 | 0,009 |
| Beta 3 (declividade) | -0,0171 | 0,011 |
| Beta 4 (chuva média anual) | 0,19157 | 0,075 |
| Beta 5 (média dias consecutivos sem chuva) | 0,22582 | 0,060 |
| Beta 6 (localização-L1) | -0,5986 | 0,025 |
| Beta 7 (localização-L2) | -0,4102 | 0,028 |

Tabela 3 – Inferência Estatística da Regressão

| Inferência Estatística | Valor |
|------------------------|----------------------------------------------|
| R^2 | 0,7743 |
| S^2 | 0,00251 |
| F (regressão) | $F=24,6 > F_{\text{crit.}} = 2,21$ |
| χ^2 (normal) | $\chi^2=0,90 < \chi^2_{\text{crit.}} = 5,99$ |
| F (homosced.) | $F=1,46 < F_{\text{crit.}} = 2,58$ |

Parâmetro b_2

Para o parâmetro b_2 , caracterizado pela recessão subterrânea, não foram encontrados bons resultados. Para todas as combinações de variáveis independentes os resultados foram muito ruins.

No melhor resultado, o coeficiente de determinação R^2 foi de apenas 0,224, o que indica uma dispersão muito grande. Assim, procurou-se, como alternativa, uma regionalização por interpolação espacial para esse parâmetro. A figura 1 mostra o resultado dessa interpolação, usando o método de ponderação pelo inverso do quadrado da distância (TABIOS E SALAS, 1985).

Parâmetro θ_1

Para o parâmetro θ_1 , que caracteriza o aumento do escoamento superficial, dado que choveu, obteve-se melhores resultados utilizando cinco variáveis independentes, mostradas na tabela 4. Foram retiradas as variáveis independentes declividade e

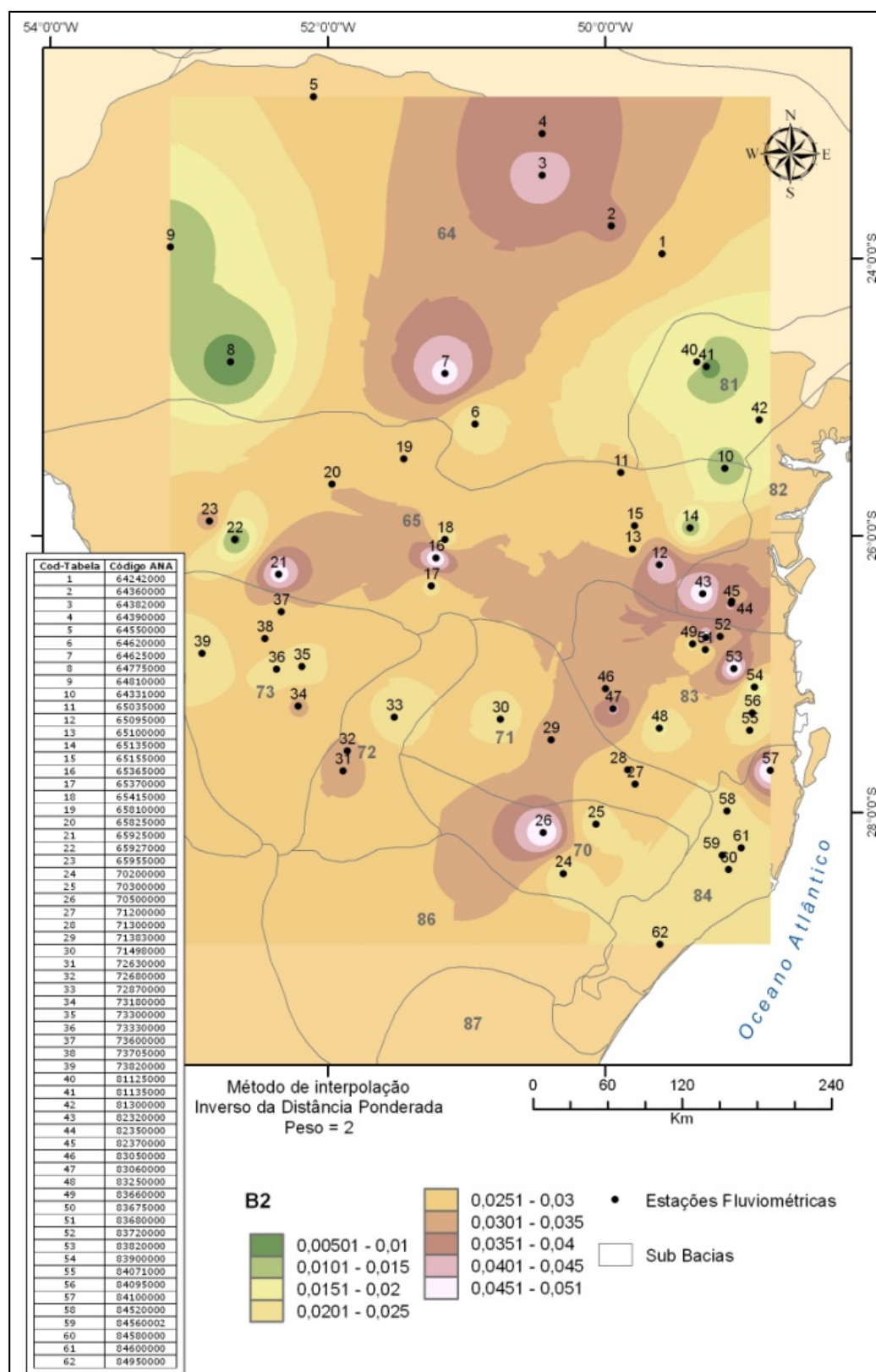


Figura 1 - Interpolação espacial do parâmetro b_2 pelo método IDW

média de dias consecutivos sem chuva, por não se mostrarem significativas. Também, a fim de melhorar os resultados da regressão, decidiu-se retirar 11 estações, ficando com um total de 51 estações e 5 variáveis independentes.

A tabela 4 mostra os coeficientes da regressão e os respectivos erros padrão, e a tabela 5 apresenta as estatísticas do teste.

Tabela 4 – Coeficientes da Regressão

| Coeficientes | Valor | Erro Padrão |
|----------------------------|----------|-------------|
| Beta 1 (constante) | -7.89500 | 343,261 |
| Beta 2 (área) | 0.93222 | 6,299 |
| Beta 3 (chuva média anual) | 0.73769 | 46,106 |
| Beta 4 (localização) | -0.55342 | 14,564 |
| Beta 5 (localização) | 0.44181 | 15,779 |

Tabela 5 – Inferência Estatística da Regressão

| Inferência Estatística | Valor |
|------------------------|---------------------------------------|
| R^2 | 0,77927 |
| S^2 | 1505,66 |
| F (regressão) | $F=40,06 > F_{crit.} = 2,40$ |
| χ^2 (normal) | $\chi^2=1,94 < \chi^2_{crit.} = 5,99$ |
| F (homosced.) | $F=2,05 < F_{crit.} = 2,40$ |

Notam-se erros padrão muito elevados nos parâmetros, contudo a regressão mostrou-se significativa pelo teste F.

Parâmetro θ_2

Para o parâmetro θ_2 , que caracteriza o acréscimo do escoamento subterrâneo, dado que choveu, obteve-se resultados melhores utilizando seis variáveis independentes. Foi retirada a variável independente declividade, por não se mostrar significativa na regressão. Neste caso, a fim de melhorar os resultados da regressão, decidiu-se retirar 12 estações ficando com um total de 50 estações e 6 variáveis independentes.

As tabelas 6 e 7 mostram os resultados para este parâmetro.

Para esse parâmetro, também resultaram erros padrão bastante elevados, embora o R^2 seja razoável. A hipótese de homoscedasticidade também se situou no limite.

Tabela 6 – Coeficientes da Regressão

| Coeficientes | Valor | Erro Padrão |
|--------------------------------------------|----------|-------------|
| Beta 1 (constante) | -18.6946 | 74,778 |
| Beta 2 (área) | 1.11782 | 0,897 |
| Beta 3 (chuva média anual) | 1.67268 | 9,140 |
| Beta 4 (média dias consecutivos sem chuva) | 0.34990 | 6,602 |
| Beta 5 (localização) | 0.38595 | 2,257 |
| Beta 6 (localização) | 0.05087 | 2,826 |

Tabela 7 – Inferência Estatística da Regressão

| Inferência Estatística | Valor |
|------------------------|---------------------------------------|
| R^2 | 0,8925 |
| S^2 | 30,86 |
| F (regressão) | $F=73,06 > F_{crit.} = 2,30$ |
| χ^2 (normal) | $\chi^2=1,63 < \chi^2_{crit.} = 5,99$ |
| F (homosced.) | $F=2,55 \sim F_{crit.} = 2,48$ |

Parâmetro n

Para o parâmetro n_{12} , que caracteriza a ocorrência de chuva, obtiveram-se resultados melhores utilizando todas as variáveis independentes. Foram descartadas, para esse parâmetro, 12 estações ficando com um total de 50 estações e 7 variáveis independentes.

As tabelas 8 e 9 mostram os resultados para esse parâmetro.

Tabela 8 – Coeficientes da Regressão

| Coeficientes | Valor | Erro Padrão |
|--------------------------------------------|----------|-------------|
| Beta 1 (constante) | 2.64663 | 0,221 |
| Beta 2 (área) | -0.19102 | 0,003 |
| Beta 3 (declividade) | -0.05067 | 0,004 |
| Beta 4 (chuva média anual) | -0.40120 | 0,027 |
| Beta 5 (média dias consecutivos sem chuva) | -0.65491 | 0,020 |
| Beta 6 (localização-L1) | -0.24724 | 0,008 |
| Beta 7 (localização-L2) | -0.35006 | 0,010 |

Tabela 9 – Inferência Estatística da Regressão

| Inferência Estatística | Valor |
|------------------------|---------------------------------------|
| R^2 | 0,66298 |
| S^2 | 0,00028 |
| F (regressão) | $F=14,1 > F_{crit.} = 2,21$ |
| χ^2 (normal) | $\chi^2=3,06 < \chi^2_{crit.} = 5,99$ |
| F (homoscedasticidade) | $F=3,22 > F_{crit.} = 2,58$ |

Estudo de Caso

Para ilustrar a metodologia e avaliar sua precisão, foi realizado um estudo de caso calculando-se a energia garantida incremental pelo método de Fill (1989) e comparando-se o resultado com o valor da energia assegurada obtida pelo método da ANEEL (2001). Para tal, foi escolhida a PCH Painei, localizada muito próxima à estação fluviométrica Fazenda Mineira (Código ANA 70300000), no rio Lava Tudo, em Santa Catarina, com área de drenagem 1158 km².

Os parâmetros de entrada da equação (7) foram obtidos tanto pela regionalização, como também diretamente pelos registros de vazão dessa estação fluviométrica.

Caracterização da PCH Painei

A PCH Painei situa-se no rio Lava Tudo, a 94 km de sua foz no rio Pelotas, rios pertencentes à bacia do rio Uruguai. A PCH em questão abrange os municípios de Painei e São Joaquim, no planalto serrano de Santa Catarina. Possui uma área de drenagem de 1170 km².

Com uma potência instalada de 9,2 MW e 6,05 MWmed de energia assegurada (pelo método da ANEEL), a PCH Painei tem uma vazão média de longo termo de 32,52 m³/s, calculada pelas empresas projetistas (ETS *et al.*, 2008).

Comparação entre as Séries Geradas e Histórica

Verifica-se a validade do método de regionalização dos parâmetros do modelo SOSN comparando-os com os parâmetros estimados localmente a partir das séries de vazões observadas. Apenas os parâmetros θ_1 e θ_2 mostraram diferenças consideráveis.

Os parâmetros do modelo SOSN calculados pelo método de regionalização e pelo método de estimativa local são mostrados na tabela 10. Vale lembrar que os parâmetros b_1 , θ_1 , θ_2 e v_{12} foram

estimados pelo método da regressão múltipla, e o parâmetro b_2 foi obtido por interpolação espacial.

Tabela 10 – Parâmetros do Modelo SOSN para Estação Fazenda Mineira

| Parâmetros | Local | Regional |
|------------|--------|----------|
| b_1 | 0,37 | 0,31 |
| b_2 | 0,021 | 0,021 |
| θ_1 | 137,16 | 93,86 |
| θ_2 | 1,41 | 8,40 |
| v_{12} | 0,066 | 0,050 |

A tabela 11 compara as estatísticas da série histórica com as das séries sintéticas geradas pelos dois métodos.

Percebe-se, pelos resultados da tabela 11, que o método de regionalização representa bem a série histórica, a menos da média de longo período. O cálculo da vazão média de longo termo pelas vazões diárias, nesta pesquisa, utilizou o maior período com dados diários da série da ANA sem falhas, de 1968 a 1987, levando à diferença no resultado obtido pelas projetistas (QMLT= 32,5 m³/s), que utilizaram vazões médias mensais com preenchimento das falhas por correlação, o que é bastante próximo ao resultado regional.

Contudo, utilizou-se a série de vazões diária para estimar os parâmetros regionais e locais para o cálculo da energia garantida incremental. Cabe ressaltar que as estatísticas de comparação calculadas utilizaram 100 séries de 30 anos.

Cálculo da Energia Garantida Incremental

Para o cálculo da energia garantida incremental pelo método de Fill (1989), são necessárias a média e o desvio padrão das energias médias anuais censuradas pelo engolimento da turbina na escala diária. A fórmula ainda exige que seja fornecido o coeficiente de correlação entre essas energias e as do sistema.

As vazões médias diárias foram geradas através do modelo SOSN (WEISS, 1977) para a estação fluviométrica Fazenda Mineira tanto pelos parâmetros calculados pelo método de regionalização como pela estimativa local dos parâmetros.

Não foi calculada a energia garantida incremental pela série histórica, devido ao grande número de falhas na série de 1931 a 1980.

As energias médias anuais do sistema foram retiradas de Neira (2005), para o período de 1931 a 1980.

Tabela 11 – Comparação das Séries Geradas e Série Histórica para Estação Fazenda Mineira

| Estatísticas e Parâmetros dos Modelos | Histórico | SOSN local | SOSN regional |
|---------------------------------------|-----------|------------|---------------|
| Vazão Média de Longo Termo (m³/s) | 28,82 | 28,99 | 35,14 |
| Máximo | - | 33,30 | 40,44 |
| Mínimo | - | 25,55 | 30,09 |
| Desvio Padrão Diário | 55,67 | 56,63 | 43,73 |
| Máximo | - | 67,04 | 53,13 |
| Mínimo | - | 50,74 | 38,44 |
| Assimetria Diária | 8,83 | 4,37 | 3,90 |
| Máximo | - | 5,72 | 5,17 |
| Mínimo | - | 3,75 | 3,26 |
| Autocorrelação Diária | 0,53 | 0,80 | 0,86 |
| Máximo | - | 0,81 | 0,87 |
| Mínimo | - | 0,78 | 0,84 |
| Desvio Padrão Mensal | 24,72 | 25,24 | 25,50 |
| Máximo | - | 30,03 | 33,08 |
| Mínimo | - | 22,22 | 22,53 |
| Assimetria Mensal | 2,49 | 1,51 | 1,47 |
| Máximo | - | 2,28 | 2,35 |
| Mínimo | - | 1,07 | 0,96 |
| Autocorrelação Mensal | 0,43 | 0,10 | 0,36 |
| Máximo | - | 0,21 | 0,49 |
| Mínimo | - | -0,01 | 0,22 |
| Máximo Déficit Acumulado | 5595,02 | 15459,00 | 12066,85 |
| Médio | - | 7000,97 | 5416,15 |
| Mínimo | - | 3503,37 | 1392,42 |
| MMM* | 24,25 | 22,84 | 26,57 |
| Min. MMM ** | - | 17,64 | 19,37 |

* MMM – Média das Médias Móveis de 5 anos

** MMM – Mínima Média Móvel de 5 anos

A série de energias naturais do sistema de maio de 1931 a abril de 1980 apresenta as seguintes estatísticas (NEIRA, 2005):

1. média de Longo Termo = 31.282 MW médio
2. desvio padrão = 5.493 MW médio
3. coeficiente de assimetria = 0,27
4. coeficiente de autocorrelação = 0,33
5. armazenamento equivalente = 1,20 (para os coeficientes da equação (8) adotaram-se os valores publicados por Fill (1989))
6. $K_1 = 0,915$
7. $K_2 = 1,420$

Esses valores são similares aos usados por vários pesquisadores em estudos anteriores (GOMIDE, 1986; KELMAN, 1987; FILL, 1989 e CEHPAR, 1987).

As estatísticas da PCH Painei para a energia afluente média anual censurada levaram em conta os dados da PCH Painei mostrados na tabela 12.

Tabela 12 – Dados da PCH Painei Para Cálculo das Energias

| Parâmetros | Valor |
|-----------------------------------|------------|
| Vazão Máxima Turbinada | 36,44 m³/s |
| Vazão mínima Turbinada | 5,46 m³/s |
| Vazão Sanitária ou Remanescente * | 1,20 m³/s |
| Rendimento Turbina-Gerador | 0,897 |
| Taxa de Indisponibilidade | 0,97 |
| Queda Líquida Média | 29,51 m |

* Vazão mínima a ser liberada, definida pelo órgão ambiental.

As energias censuradas a nível diário foram computadas pelo algoritmo a seguir.

$$\begin{aligned}
 Q_{turb}(t) &= Q(t) - Q_{san} \\
 \text{Se: } Q_{turb}(t) &\geq Q_{m\acute{a}x} \rightarrow Q_{turb}(t) = Q_{m\acute{a}x} \\
 \text{Se: } Q_{m\acute{m}} &\leq Q_{turb}(t) < Q_{M\acute{a}x} \rightarrow Q_{turb}(t) \\
 &= Q_{turb}(t) \\
 \text{Se: } Q_{turb}(t) &< Q_{m\acute{i}n} \rightarrow Q_{turb}(t) = 0 \\
 E_{turb}(t) &= Q_{turb}(t) \frac{gH_L\eta_{TG}}{1000} \rightarrow (MW)
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

Aplicando-se esse algoritmo às séries sintéticas geradas obtiveram-se as estatísticas da energia turbinável a serem usadas na equação (8).

Para verificação, foi calculada a energia média apenas no período crítico do sistema sul-sudeste, de maio de 1952 a novembro de 1956, utilizando os dados da PCH Painei. A energia média calculada, nesse período, é de 3,83 MW médio, para uma vazão

média de 28,20 m³/s. A tabela 13 mostra esses valores.

Tabela 13 – Valores das Energias Calculadas

| Parâmetros | Estimativa Local (MWmed) | Estimativa Regional (MWmed) | Período Crítico (MWmed) |
|---------------------|--------------------------|-----------------------------|-------------------------|
| Média | 3,37 | 5,37 | 3,83 |
| Desvio Padrão | 0,64 | 0,64 | - |
| Coef. de Correlação | 0,09 | 0,03 | - |

O baixo coeficiente de correlação entre as energias médias anuais da usina e do sistema resulta do fato das vazões na usina serem geradas independentemente do sistema. Porém, a região sul também apresenta valores muito baixos para este parâmetro.

A tabela 14 sintetiza os resultados obtidos para a energia garantida incremental para todas as alternativas analisadas. Foi adotado um tempo de retorno de 45 anos recomendado por Fill (1989).

Tabela 14 – Valores das Energias Calculadas

| Energia | Método | QMLT (m ³ /s) | E (MW-médio) |
|-----------------------|---------------------------------|--------------------------|--------------|
| Assegurada | ANEEL (2001) | 32,52 | 6,06 |
| Garantida Incremental | FILL - Estimativa Regional | 35,14 | 4,86 |
| Garantida Incremental | FILL Estimativa Local | 28,99 | 3,00 |
| Média | período crítico mai/52 a nov/56 | 28, 20 | 3,83 |

Percebe-se, pela tabela 14, que, pelo método de Fill (1989), com estimativa regional, foi encontrada uma diferença de aproximadamente 20%, em relação a energia assegurada calculada pelo método da ANEEL. Já, pelo mesmo método, porém usando parâmetros estimados localmente, obteve-se valores 50% menores que pelo critério da ANEEL.

Essa diferença provavelmente advém do fato de terem sido usadas, na estimativa local, vazões diárias de 1968 a 1987, o que reduz substancialmen-

te a média em relação à estimativa regional, conforme já comentado anteriormente.

A energia média gerada no período crítico do sistema tende a se aproximar da energia garantida incremental calculada por Fill (1989), como já foi descrito por Fill *et al* (2005). No presente estudo, o valor situou-se entre os valores encontrados com estimativa regional e local dos parâmetros.

CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Esta pesquisa teve por objetivo propor um modelo para geração de séries sintéticas de vazões diárias bem como a regionalização dos seus parâmetros para a região Sul do Brasil. Essas vazões, após serem censuradas no valor da vazão de engolimento máximo de uma usina hidrelétrica, permitem determinar os dados de entrada necessários à aplicação da fórmula proposta por Fill (1989) para estimar a energia garantida incremental. Essa fórmula aplica-se particularmente bem ao caso de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs).

Para a geração de séries sintéticas de vazões diárias, foi proposto o modelo SOSN (WEISS, 1977).

Para a regionalização dos cinco parâmetros desse modelo, foram analisados métodos baseados em regressão múltipla bem como o método de interpolação espacial, baseado no inverso do quadrado da distância. Para quatro parâmetros, adotaram-se regressões múltiplas log-lineares usando como variáveis explicativas características fisiográficas da bacia. Para o parâmetro b_2 , obteve-se melhor resultado mediante interpolação pelo inverso ponderado da distância. Entretanto os erros associados às estimativas regionais ainda se apresentaram consideráveis, o que compromete os resultados alcançados pela regionalização. Sugere-se utilizar, em pesquisas futuras, outras variáveis explicativas, tais como uso do solo, temperatura, densidade de drenagem, coeficiente de forma da bacia e índice de sazonalidade.

Também não se considerou, neste estudo, a correlação espacial das aflúências nos locais das usinas com as do SIN (Sistema Interligado Nacional). No caso específico da região Sul, objeto desta pesquisa, tal simplificação não acarreta erros significativos nos resultados, devido a baixa correlação das características climáticas da região Sul com as da região Sudeste, à sazonalidade de chuvas e vazões e à persistência de vazões anuais.

Adotou-se ainda, para a estimativa dos coeficientes da fórmula de Fill, os valores propostos no

trabalho original (FILL, 1989) e que correspondem a coeficientes de assimetria e de autocorrelação das afluições médias anuais ao sistema iguais a 0,3 e 0,25 respectivamente. Esses valores são coerentes com os da série de afluições ao SIN no período de 1931 a 1980.

Apesar das limitações expostas e cuja melhora deverá ser objeto de pesquisas futuras, pode-se mostrar a impropriedade do método proposto pela ANEEL para definir a energia assegurada de uma PCH e que um método alternativo baseado na teoria estocástica dos reservatórios é viável. Acredita-se que os procedimentos apresentados, neste trabalho, permitem indicar um caminho para uma solução racional do problema da avaliação correta da contribuição energética de uma PCH. Os maiores entraves ainda resultam de problemas nos métodos de regionalização de parâmetros hidrológicos, onde se deve achar um compromisso entre precisão e parcimônia de variáveis explicativas.

Para estudos futuros, dentro de uma continuidade da linha de pesquisa que busca desenvolver métodos para determinar a energia garantida de uma PCH é preciso concentrar em esforços em três questões:

- I. desenvolver modelos de geração bivariados que preservem o coeficiente de correlação espacial das médias anuais das afluições a PCH e ao SIN;
- II. buscar modelos de regionalização que consigam representar melhor a distribuição espacial dos parâmetros do modelo de geração e sua dependência de características fisiográficas da bacia;
- III. recalcular os coeficientes da fórmula de Fill para as estimativas revistas do coeficiente de autocorrelação e de assimetria e uma definição do tempo de retorno coerentes com os critérios de confiabilidade do SIN.

REFERÊNCIAS

- ANEEL – Agência Nacional de Energia Elétrica. Resolução n. 169 de 3 de dezembro de 2001. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, 4 mai. 2001. SEC. 1, p. 104, v. 139, n. 86-E.
- ANEEL – Agência Nacional de Energia Elétrica. Resolução n. 652 de 9 de dezembro de 2003. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, 10 dez. 2003. SEC. 1, p. 90, v. 140, n. 240.
- BENSON, M. A. Factors Influencing the Occurrence of Floods in a Humid Region of Diverse Terrain. USGS Water Supply Paper 1580-A, US Govt. Printing Office, Washington, 1964.
- BICCA, F. J. Estimativa de parâmetros estatísticos de vazões médias anuais em nível diário no contexto de Pequenas Centrais Hidrelétricas. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 2003. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental) – Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná.
- CANAMBRA ENGINEERING CONSULTANTS. Power study of south Brazil. Appendix XVII. Curitiba, 1969.
- CEHPAR – Centro de Hidráulica Prof. Parigot de Souza (1987). Projeto HG-60 – Consultoria em estudos energéticos e PCH. Curitiba, 1987.
- ETS, Engenharia de Transporte e Saneamento Ltda.; DW Engenharia Ltda.; RTK Consultoria Ltda. Projeto Básico da PCH Paineel. Entregue a ANEEL, janeiro, 2008.
- FILL, H. D. Avaliação analítica da energia garantida incremental de uma usina hidrelétrica. In: Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos (8.: 1989 : Foz do Iguaçu) Anais. São Paulo. ABRH, 1989. v. 1, p. 122 -129.
- FILL, H. D.; CHELLA, M. R.; MINE, M. R. M.; KAVISKI, E.; FREITAS, C.. Metodologia para avaliação da contribuição energética de Pequenas Centrais Hidrelétricas a fio d'água – relatório final. Instituto de Tecnologia para o Desenvolvimento – LACTEC. Curitiba, 2003
- FILL, H. D.; CHELLA, M. R.; MINE, M. R. M.; KAVISKI, E.; FREITAS, C.. Avaliação de dois critérios de cálculo da energia assegurada de uma PCH. Revista Brasileira de Recursos Hídricos, Porto Alegre, 2005.
- GOMIDE, F. L. S.; CUNHA, L. M. Dimensionamento de reservatórios para regularização de vazões. SIMPÓSIO BRASILEIRO DE HIDROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS (4. : 1981 : Fortaleza) Anais. São Paulo : ABRH, 1981. v. 4, p. 551-568.
- GOMIDE, F. L. S. Teoria estocástica dos reservatórios aplicada ao planejamento de sistemas hidrelétricos. Curitiba: UFPR, 1986. Tese (Título) – UFPR.
- GREENE, W. W. Econometric analysis. New York University: Ed. Prentice Hall, New Hersey, 5th edition, 2002.

KELMAN, G. Modelos estocásticos para gerenciamento de recursos hídricos. In: Modelos para gerenciamento de recursos hídricos. São Paulo: Nobel/ABRH, 1987, cap. 4.

KERN, R. Método de regionalização para avaliar a energia garantida incremental de pequenas centrais hidrelétricas a fio de água integradas na região sul do Brasil. Curitiba: UFPR, 2010. Dissertação de Mestrado – UFPR.

MINE, M. R. M. Geração de vazões médias diárias Pelo SOSN. Revista Brasileira de Engenharia, vol. 8, n. 1, p. 51-64, 1990.

NAGAYAMA, M. U. Parâmetros anuais de aflúências censuradas na escala diária, utilizadas no cálculo da energia garantida de pequenas centrais hidrelétricas integradas. Curitiba, 1995. Dissertação (Mestrado em Engenharia Hidráulica) - Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná.

NEIRA, K. L. Curvas de regularização para reservatórios parcialmente cheios e confiabilidade constante. Curitiba, 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia Hidráulica) - Setor de Tecnologia, Universidade Federal do Paraná.

THOMAS, D. M.; BENSON, M. A. Generalization of Streamflow Characteristics. USGS Water Supply Paper 1975, US Govt. Printing office, Washington DC, 1970.

TABIOS, G. Q.; SALAS, J. D. A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. Water Resources Bulletin, vol. 21, n. 3, p. 365-380, 1985.

WEISS, Gideon. Shot noise models for the generation of synthetic streamflow data. Water Resources Research, vol. 13, n. 1, fevereiro, 1977.

Since most of these plants are not able to regulate monthly flows the censoring should be performed daily. Also using any 30 year period may not take critical hydrological conditions into account. FILL (1989) proposed a method based on stochastic reservoir theory to evaluate the energy contribution of hydroplants, integrated into an interconnected system. This paper proposes to generate synthetic daily streamflows at the plant site, using regional information, censoring these at plant capacity, computing the mean and standard deviation of the censored flows and then applying Fill's method. A Second-Order Shot Noise model (Weiss, 1977) was used for streamflow generation. A case study is performed and the results are compared to the method proposed by ANEEL.

Key-words: *Guaranteed increment energy, Small Hydroplants, Regionalization Method, Synthetic series of daily mean flows.*

Regional Method To Evaluate The Energy Contribution Of Small Hydroplants Integrated Into The South Region Of Brazil

ABSTRACT

There has been an increasing participation of small hydroplants (less than 30 MW) on the Brazilian energy production scene. This raises the need for the appropriate evaluation of their contribution to the firm energy output of the interconnected system. ANEEL (2001) proposed the computation of this contribution by censoring monthly streamflows at the plant capacity and computing their average over a 30 year period.