



Determinação das relações entre os quantis de vazões máximas diárias obtidas através de diferentes metodologias temporais de amostragem

Determination of the relationship between the maximum daily streamflow quantiles obtained through different methodologies temporal sampling

Márcio Ferreira de Araujo Mendes^{*}
Gibran Alvim Lacerda^{**}
Thâmara Tarla da Silva Filsen^{***}

Resumo

No presente artigo, realizou-se um estudo para a determinação de quantis de vazões máximas afluentes à Usina Hidrelétrica – UHE – Guilman-Amorim, localizada no rio Piracicaba, Minas Gerais. Os dados de vazões foram obtidos a partir de valores diários com diferentes metodologias de amostragem; a saber: vazão máxima do dia ($Q_{\text{máx dia}}$) e vazão média entre os valores medidos às 7h e 17h ($Q_{\text{máx méd}}$). O objetivo deste trabalho foi buscar as relações existentes entre os quantis de vazões máximas estimadas por estas duas metodologias de amostragem. Utilizaram-se diversas distribuições de probabilidade para a análise de frequência dos dados de vazões máximas e a escolha da melhor distribuição foi feita a partir de testes de aderência. As análises permitiram escolher a Distribuição Pearson Tipo III como sendo representativa para a determinação dos quantis de vazões máximas afluentes à UHE Guilman-Amorim e permitiram verificar que os quantis obtidos a partir da amostra dos $Q_{\text{máx méd}}$ tenderam a ficar maior que os quantis de vazões obtidos a partir da amostra dos $Q_{\text{máx dia}}$ com o aumento do tempo de retorno.

Palavras-chave: Análise de frequência de vazões. Vazão máxima. Amostragem de vazões.

Abstract

This paper is about the research of quantifying quantiles of extreme maximum streamflow tributaries to UHE Guilman-Amorim, next in Piracicaba river, Minas Gerais, Brazil. Data working were obtained from daily values with different sampling methodologies; namely: maximum streamflow of the day ($Q_{\text{máx day}}$) and average flow between the values measured 7h and 17h ($Q_{\text{máx méd}}$). The objective of this work was to search the existing relations between the quantiles of extreme maximum streamflow estimated by these two sampling methodologies. We used various probability distributions for the frequency analysis of the data of maximum streamflow and the choice of the best distribution was made from goodness-of-fit test. The analysis made it possible to choose the Distribution Pearson type III as representative for the determination of quantiles of extreme maximum streamflow tributaries to UHE Guilman-Amorim and allowed us to verify that the quantis obtained from the sample of $Q_{\text{máx méd}}$ tended to be greater than the quantiles of PFC obtained from the sample of $Q_{\text{máx day}}$ with the increase in the return period.

Keywords: Frequency Analysis of streamflow. Maximun streamflow. Sampling of streamflow.

Artigo recebido em 30 de maio 2012 e aprovado em 13 de dezembro de 2012.

* Engenheiro Civil, graduado pela UFMG, Mestre em Engenharia Civil na área de Recursos Hídricos pela COPPE/UFRJ, professor da PUC Minas nas cadeiras de Hidrologia e Hidráulica desde 1993 e consultor autônomo na área de Recursos Hídricos. Contato: mmpucbh@gmail.com

** Discente do curso de Engenharia Civil da PUC Minas (Unidade Coração Eucarístico) e bolsista do Programa Especial de Treinamento - PET Civil. Contato: giba.lacerda@yahoo.com.br

*** Discente do curso de Engenharia Civil da PUC Minas (Unidade Coração Eucarístico) e bolsista do Programa Especial de Treinamento - PET Civil. Contato: tfilsen@gmail.com

Introdução

Em uma seção de rio onde há medições periódicas de vazões líquidas, podem existir dois tipos de medição desses dados: um tipo contínuo, caracterizando uma estação fluviográfica e um tipo discreto, com medições às 7h e às 17h e posterior cálculo de valor médio do dia, caracterizando uma estação fluviométrica. (SANTOS *et al.*, 2001).

Os de vazão levantados a partir desses dois critérios de coleta são comumente utilizados para a determinação de vazões máximas com frequências elevadas (eventos máximos), os quais são utilizados na determinação de vazões de projetos hidráulicos. (TUCCI, 2007).

A orientação é de se utilizar o primeiro tipo para rios de pequeno e médio porte e, o segundo, para rios de grande porte, devido à variação de vazão nestes ser lenta ao longo do dia.

Segundo Silva e Tucci (1998, p. 133), a utilização de apenas duas medições diárias de vazão deve ser empregada em “bacias com tempo de pico maior que 1 dia (tempo entre o início da precipitação e o tempo de ocorrência da vazão máxima instantânea)”.

Porém, no Brasil, a maioria das estações de medição de vazão em rio ainda é do tipo estação fluviométrica, com apenas duas medições de vazão diária. (SILVA; TUCCI, 1998).

Na ausência dessas medições contínuas ou com intervalos de tempo pequeno, pode haver dificuldade para se determinar com exatidão a vazão máxima do dia.

O presente trabalho tem como objetivo comparar os critérios de medição de vazão para a determinação de vazões máximas afluentes à Usina Hidroelétrica – UHE – Guilman Amorim, procurando determinar o erro que se obtém ao utilizar a média entre os valores de vazões obtidos às 7h e 17h, frente àqueles medidos continuamente.

Desta forma, a natureza do trabalho é experimental e estocástica, pois a metodologia empregada será baseada nas análises estatísticas dos eventos máximos de vazões diárias, determinadas através de dois tipos diferentes de amostragem de vazões.

Dados básicos e metodologia

Os dados básicos utilizados neste trabalho foram às medições diárias de vazões, em intervalos de uma hora, afluentes à UHE Guilman-Amorim, no período de 1º de janeiro de 1998 a 31 de dezembro de 2010.

Essa UHE está localizada no rio Piracicaba, entre os municípios de Nova Era e Antônio Dias, no estado de Minas Gerais. Pertence ao Consórcio UHE Guilman-Amorim, que é constituído pelas empresas Arcelor Mittal Brasil e Samarco Mineração S. A., possui uma área de drenagem de 4.186 km² e foi inaugurada em 17 de outubro de 1997, sendo que o início da produção de energia ocorreu em janeiro de 1998.

Após a organização dos dados das vazões segundo o ano hidrológico (outubro a setembro), determinou-se para cada ano o valor máximo representativo de vazão diária ($Q_{\text{máx dia}}$) e de vazão média entre os valores medidos às 7h e 17h ($Q_{\text{máx méd}}$).

Os resultados dessas seleções estão apresentados na Tabela 1, a seguir:

Tabela 1 – Valores Anuais de Vazões Máximas Diárias

Ano Hidrológico	$Q_{\text{máx dia}}$ (m³/s)	$Q_{\text{máx méd}}$ (m³/s)
1998/1999	261,58	240,78
1999/2000	438,48	415,73
2000/2001	297,56	258,54
2001/2002	583,00	546,53
2002/2003	884,88	859,13
2003/2004	552,64	455,66
2004/2005	738,98	633,69
2005/2006	440,58	383,22
2006/2007	396,68	316,16
2007/2008	426,242	297,82
2008/2009	682,45	632,50
2009/2010	403,18	364,15

Fonte: Dados da pesquisa

Por meio dos dados de vazões máximas anuais foram executadas análises estatísticas de eventos máximos na tentativa de se ajustar uma das seguintes distribuições de probabilidade: Normal; Log-Normal; Gumbel; GEV; Pearson Tipo III; Log-Pearson Tipo III.

A definição da distribuição de probabilidade de melhor ajuste se fez através de testes de aderência: Kolmogorov-Smirnov e Qui-Quadrado, além de teste de regressão linear.

Análises estatísticas de eventos máximos

Segundo Tucci (2007, p. 257), “A vazão máxima de um rio é entendida como sendo o valor associado a um risco de ser igualado ou ultrapassado”. Pode-se, então, utilizar distribuições de probabilidades para se determinar valores máximos extremos, mas, para isso, é necessário que a distribuição dos dados da amostra seja independente, estacionária e representativa.

A amostragem de vazões máximas de um rio pode ser considerada independente devido ao tempo que separa suas ocorrências. Este tempo corresponde ao ano hidrológico. A condição de ser estacionária é devida a não ocorrência de modificações nas características estatísticas ao longo do tempo.

A representatividade depende da série histórica utilizada e, ainda, segundo Tucci (2007), tal fato não depende do número de anos amostrado e sim da representatividade dos anos da série, o que permite uma boa estimativa dos parâmetros da população.

Seja o Tempo de Retorno (T_r) o intervalo de tempo médio em anos que um evento (vazão máxima) é igualado ou superado. Ou seja, o Tempo de Retorno pode ser calculado como o inverso da probabilidade de um evento ser igualado ou superado:

$$T_r = \frac{1}{P(X \geq x)} \quad (1)$$

Uma maneira de se estimar a probabilidade de um evento ser igualado ou superado é através da probabilidade teórica dada pelo parâmetro posição de plotagem p .

Segundo Naguettini e Pinto (2007), a posição de plotagem dada pela fórmula de Cunane é apropriada para quantis aproximadamente não enviesados para todas as distribuições de probabilidade:

$$p = \frac{m - 0,4}{n + 0,2} \quad (2)$$

Nessa fórmula, m é o número de ordem na amostra e n é o tamanho da amostra. Seja, ainda, $F_X(x)$ a função densidade de probabilidade acumulada da variável X quando assume o valor x , ou seja, a probabilidade de um evento X ser menor ou igual a um valor x .

Desta forma, pode-se escrever a seguinte relação:

$$\text{Tr} = \frac{1}{p} = \frac{1}{1 - F_X(x)} \quad (3)$$

Distribuição de probabilidade Normal

“A distribuição de probabilidade contínua mais utilizada é a distribuição Normal, também chamada de distribuição Gaussiana” (SILVINO *et al.*, 2007, p. 372). Ela possui por característica a simetria, ou seja, apresenta distribuição da variável aleatória simétrica em torno de um valor médio.

A vazão da distribuição de probabilidade Normal, com tempo de retorno i , é dada pela seguinte fórmula:

$$Q_i = \bar{x} + z_i \cdot s_x \quad (4)$$

Nessa fórmula, \bar{x} é a média da amostra de dados; s_x é a variância da variável x ; e z_i é o valor da variável reduzida da Normal associada a um Tr .

Distribuição de probabilidade Log-Normal

Segundo Silvino e outros (2007), caso a amostra de dados não seja simétrica o suficiente para ser modelada pela distribuição Normal, pode-se verificar se a variável Y , formada a partir dos logaritmos dos valores da variável original X , segue a distribuição Normal, caracterizando a distribuição *Log-Normal*.

Para esta distribuição de probabilidade a vazão é dada pela seguinte fórmula:

$$Q_i = \exp(\bar{y} + z_i \cdot s_y) \quad (5)$$

Nessa fórmula, \bar{y} e s_y são, respectivamente, a média e o desvio padrão da amostra de logaritmos dos dados originais.

Distribuição de probabilidade Gumbel

A distribuição de probabilidade Gumbel, também chamada de distribuição de probabilidade de extremos Tipo I, é uma distribuição ligeiramente assintótica com coeficiente de assimetria positiva, ou seja, de cauda superior exponencial, segundo Naguettini e Pinto (2007).

Ainda, segundo esses autores, essa distribuição de probabilidade é uma das mais utilizada para estudos de valores extremos máximos de variáveis hidrológicas.

Para a aplicação da distribuição de probabilidade Gumbel deve-se calcular a vazão conforme a equação a seguir:

$$Q_i = \beta - \frac{1}{\alpha} \cdot \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{Tr_i} \right) \right] \quad \text{com: } \alpha = \frac{1,2825}{s_x} \quad \text{e} \quad \beta = \bar{x} - 0,45 \cdot s_x \quad (6)$$

Nessa fórmula, α e β são parâmetros da distribuição

Distribuição de probabilidade GEV

A distribuição de probabilidade Generalizada de Valores Extremos – GEV – é uma distribuição de probabilidade que encerra três formas de valores extremos assintóticos em função do sinal do parâmetro de forma.

Ela é caracterizada por três parâmetros, \hat{k} , $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$, que representam, respectivamente, a forma, a escala e a posição.

Segundo Naguettini e Pinto (2007), se $\hat{k} < 0$ a GEV representa distribuições assintóticas do Tipo II, se $\hat{k} > 0$ ela representa distribuições assintóticas do Tipo III e se $\hat{k} = 0$ ela reduz-se à distribuição de probabilidade Gumbel.

Os quantis de vazões máximas dessa distribuição de probabilidade podem ser calculados pela seguinte equação:

$$Q_i = \hat{\beta} - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{k}} \cdot \left\{ \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{Tr_i} \right) \right]^{\hat{k}} - 1 \right\} \quad (7)$$

Através da aplicação do Método dos Momentos, Naguettini e Pinto (2007) mostraram que os parâmetros podem ser estimados conforme as seguintes equações:

$$\hat{k} = 0,2858221 - 0,357983 \cdot g_x + 0,116659 \cdot g_x^2 - 0,022725 \cdot g_x^3 + 0,002604 \cdot g_x^4 - 0,000161 \cdot g_x^5 + 0,000004 \cdot g_x^6 \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{para} \\ 1,1396 < g_x < 10 \end{array} \right.$$

(8)

$$\hat{k} = 0,277648 - 0,322016 \cdot g_x + 0,060278 \cdot g_x^2 + 0,016759 \cdot g_x^3 - 0,005873 \cdot g_x^4 - 0,00244 \cdot g_x^5 - 0,00005 \cdot g_x^6 \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{para} \\ -2 < g_x < 1,1396 \end{array} \right.$$

(9)

$$\hat{k} = -0,50405 - 0,00861 \cdot g_x + 0,015497 \cdot g_x^2 + 0,005613 \cdot g_x^3 + 0,00087 \cdot g_x^4 + 0,00065 \cdot g_x^5 \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{para} \\ -10 < g_x < 0 \end{array} \right.$$

(10)

$$\hat{\alpha} = \frac{s_x \cdot \hat{k}}{\sqrt{\Gamma(1+2 \cdot \hat{k}) - \Gamma^2(1+\hat{k})}} \quad \text{e} \quad \hat{\beta} = \bar{x} - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{k}} \cdot [1 - \Gamma(1+\hat{k})] \quad (11)$$

Nessa fórmula, g_x é o coeficiente de assimetria da amostra; e; $\Gamma(\cdot)$ é a função Gama.

Distribuição de probabilidade Pearson Tipo III

A distribuição de probabilidade Pearson Tipo III faz parte de uma família de distribuições de probabilidade baseadas na função Gama, que engloba as do Tipo I, Tipo II até as do Tipo VIII.

Segundo Naguettini e Pinto (2007), a Pearson Tipo III está entre as distribuições de probabilidade mais utilizadas para a análise de dados hidrológicos.

A função dos quantis de vazões máximas para a distribuição de probabilidade Pearson Tipo III é dada pela seguinte fórmula:

$$x_i = \bar{x} - k_{P_i} \cdot s_x \quad (12)$$

Nessa fórmula, k_p pode ser estimado da seguinte forma:

$$k_{P_i} = z_i + (z_i^2 - 1) \cdot \frac{g_x}{6} + \frac{(z_i^3 - 6 \cdot z_i)}{3} \cdot \left(\frac{g_x}{6}\right)^2 - (z_i^2 - 1) \cdot \left(\frac{g_x}{6}\right)^3 + z_i \cdot \left(\frac{g_x}{6}\right)^4 + \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{g_x}{6}\right)^5 \quad (13)$$

Distribuição de probabilidade Log-Pearson Tipo III

Quando os logaritmos dos dados originais seguem uma distribuição Pearson Tipo III, diz-se que a variável aleatória segue uma distribuição de probabilidade Log-Pearson Tipo III.

Logo, os quantis de vazões máximas dessa distribuição de probabilidade podem ser calculados pela seguinte equação:

$$x_i = \exp(\bar{y} - k_{LP_i} \cdot s_y) \quad (14)$$

Nessa fórmula, k_p pode ser estimado da seguinte forma:

$$k_{LPi} = z_i + (z_i^2 - 1) \cdot \frac{g_y}{6} + \frac{(z_i^3 - 6 \cdot z_i)}{3} \cdot \left(\frac{g_y}{6}\right)^2 - (z_i^2 - 1) \cdot \left(\frac{g_y}{6}\right)^3 + z_i \cdot \left(\frac{g_y}{6}\right)^4 + \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{g_y}{6}\right)^5 \quad (15)$$

Testes estatísticos

Segundo Naguettini e Pinto (2007), “os testes de hipóteses são procedimentos usuais na inferência estatística”. (p. 245). Desta forma, os testes de hipóteses apresentados a seguir foram utilizados para inferir a distribuição de probabilidade que melhor se ajustou aos dados disponíveis.

Teste de aderência

Os testes de aderência correspondem a uma classe dos testes de hipóteses que têm como função verificar a forma de uma distribuição de probabilidade, isto é, visualizar se os dados referentes a uma distribuição de probabilidade se fazem adequadas à curva de um modelo distributivo hipotético (NAGUETTINI; PINTO, 2007).

É uma forma de comparar as probabilidades teóricas, estimadas pelas distribuições de probabilidades, com as probabilidades empíricas, estimadas a partir dos dados disponíveis.

Os testes de aderência são instrumentos da matemática estatística utilizados na hidrologia para saber se um determinado modelo distributivo é adequado ou não a uma dada amostra (SILVINO *et al.*, 2007).

Os testes de aderência aplicados comumente a dados hidrológicos são os teste de Qui-Quadrado e de Kolmogorov-Smirnov (NAGUETTINI; PINTO, 2007; SILVINO *et al.*, 2007).

O teste do Qui-Quadrado é uma aplicação estatística que visa determinar se um conjunto de dados observados é compatível com os valores esperados, e, para isso, testa a seguinte hipótese nula: $H_0: F_n(x_i) = F_x(x_i)$, onde $F_n(x_i)$ e $F_x(x_i)$ – são, respectivamente,

as funções de densidade de probabilidade acumulada da variável x_i empírica e teórica de tamanho n .

Segundo Catalunha e outros (2002), citados por Silvino e outros (2007), “Este teste foi desenvolvido por Karl Pearson e tem uma estatística baseada no somatório do quadrado dos desvios das frequências, favorecendo o aspecto cumulativo dos erros”. (SILVINO *et al.*, 2007, p. 373).

Logo, para a aplicação do teste de aderência, calcula-se a seguinte estatística:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{[n \cdot F_n(x_i) - n \cdot F_x(x_i)]^2}{n \cdot F_x(x_i)} = n \cdot \sum_{i=1}^n \frac{[F_n(x_i) - F_x(x_i)]^2}{F_x(x_i)} \quad (16)$$

Aceita-se a hipótese nula quando essa for menor que a estatística Qui-Quadrado tabelada com um determinado grau de liberdade e nível de significância.

O teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, segundo Naguettini e Pinto (2007), é um teste não paramétrico que apresenta como base a diferença entre as funções de probabilidades acumuladas, empíricas e teóricas, aplicado a variáveis aleatórias contínuas.

Esse teste de aderência baseia-se na soma dos erros absolutos das frequências empíricas e teóricas, testando a hipótese nula de que elas são iguais.

Sendo a estatística do teste D, dado por:

$$D = \text{máximo}(|F_n(x_i) - F_x(x_i)|) \quad (17)$$

Se D for menor que o valor crítico da estatística tabelada de Kolmogorov-Smirnov para um certo o nível de significância desejado, aceita-se a hipótese nula.

Resultados obtidos

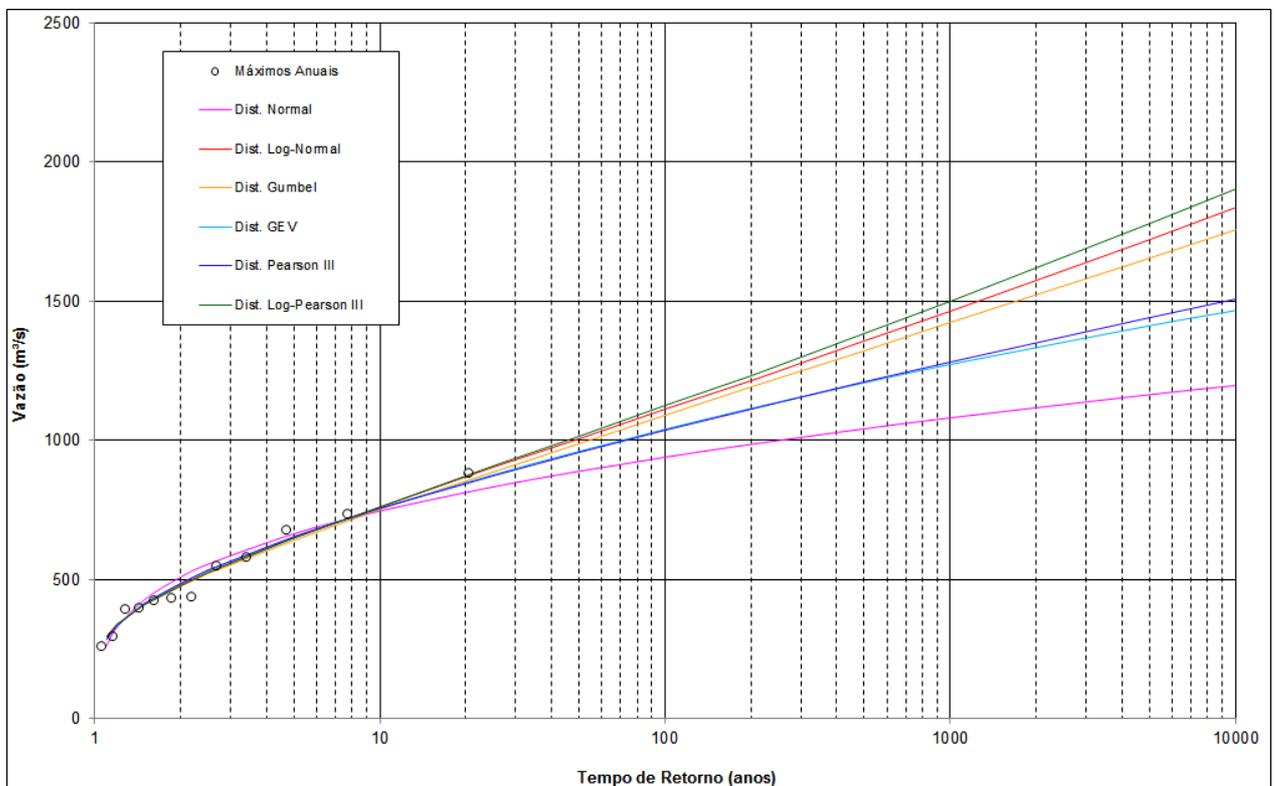
Antes de iniciar as análises de frequência de vazões máximas, foi verificada a existência de valores atípicos (*outlier*) para todas as amostras de vazões máximas diárias, conforme indicado no item 2.

Após a verificação supracitada, foram empreendidas análises de frequência às amostras correspondentes às vazões máximas diárias ($Q_{\text{máx dia}}$, $Q_{\text{máx méd}}$). Estes resultados são apresentados nos Gráficos 1 e 2 conforme a seguir.

Em uma primeira análise dos gráficos, pode-se perceber que as distribuições *Log-Normal*, *Gumbel* e *Log-Pearson Tipo III* não apresentam o caráter assintótico horizontal com o aumento do tempo de retorno. Desta forma, descartou-se a utilização dessas distribuições de probabilidade na estimativa de vazões máximas com períodos de retorno extremos.

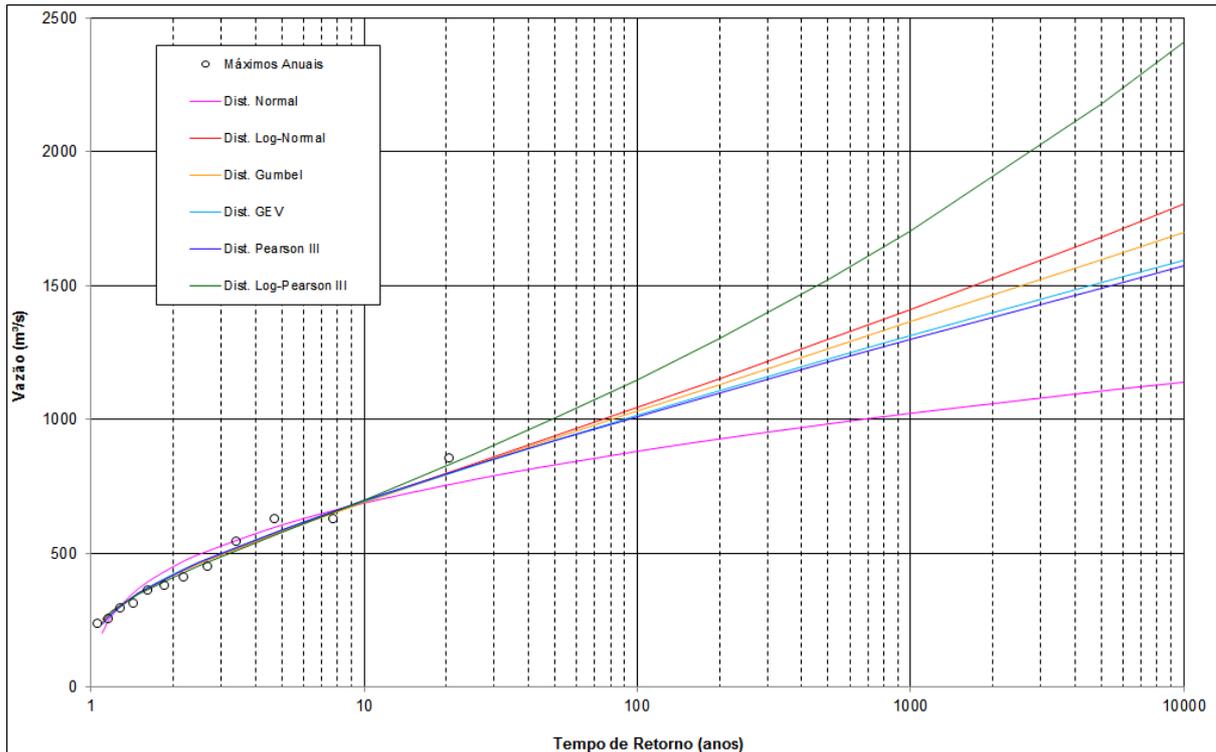
Para as distribuições restantes (*Normal*, *GEV* e *Pearson Tipo III*), foram aplicados testes estatísticos de aderência para a determinação do melhor ajuste.

Gráfico 1 – Frequência para amostras das vazões máximas diárias ($Q_{\text{máx dia}}$)



Fonte: Material elaborado pelos autores

Gráfico 2 – Frequência para amostras das vazões máximas diárias ($Q_{\text{máx méd}}$)



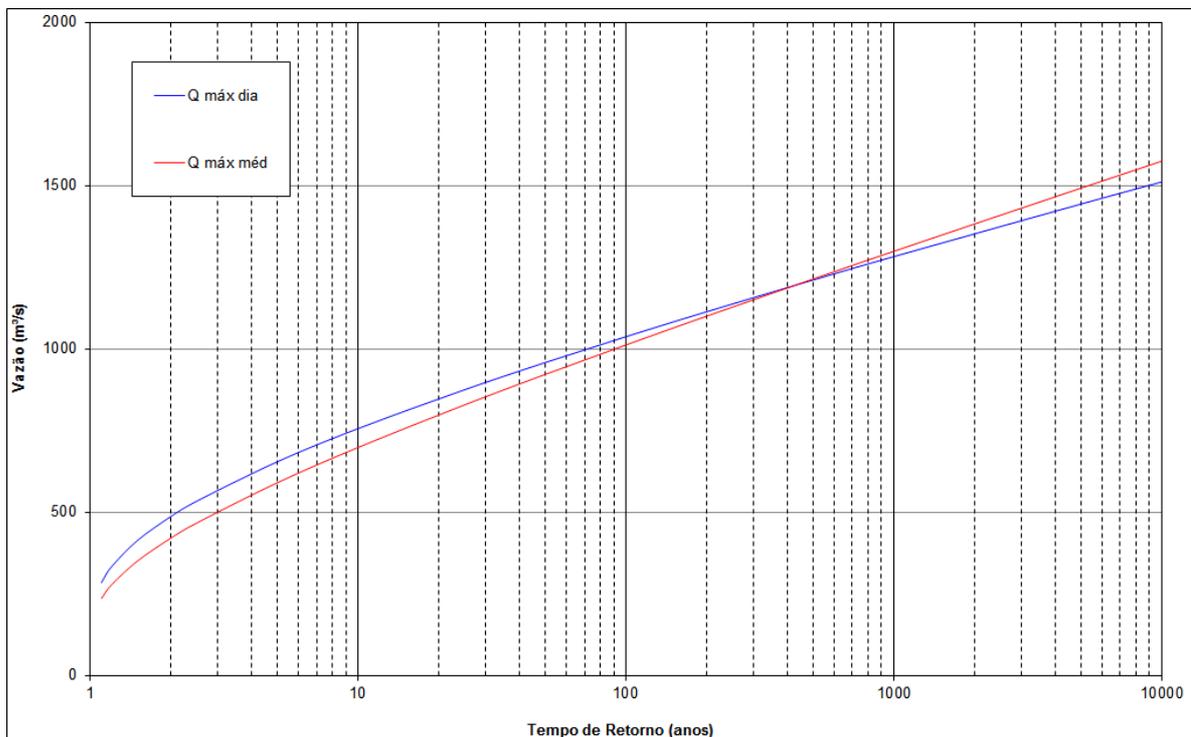
Fonte: Material elaborado pelos autores.

Na aplicação do teste de aderência de Qui-Quadrado, com um nível de significância de 5%, todas as três distribuições de probabilidade foram aprovadas, sendo que a distribuição Pearson Tipo III apresentou melhor desempenho (menor valor da estatística χ^2).

Paro o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, com nível de significância também de 5%, todas as três distribuições de probabilidade foram aprovadas, sendo que as distribuições Pearson Tipo II e GEV apresentaram os melhores desempenhos (menores valores para a estatística D).

Desta forma, adotou-se a distribuição de probabilidade Pearson Tipo III para representar os quantis de vazões máximas diárias afluentes à UHE Guilman-Amorim, e na figura 3, a seguir, estão representados os quantis de vazões máximas determinadas a partir da distribuição de probabilidade Pearson Tipo III para as amostras de vazão $Q_{\text{máx dia}}$ e $Q_{\text{máx méd}}$.

Gráfico 3 – Quantis de vazões máximas determinadas a partir da distribuição de probabilidade Pearson tipo III



Fonte: Material elaborado pelos autores

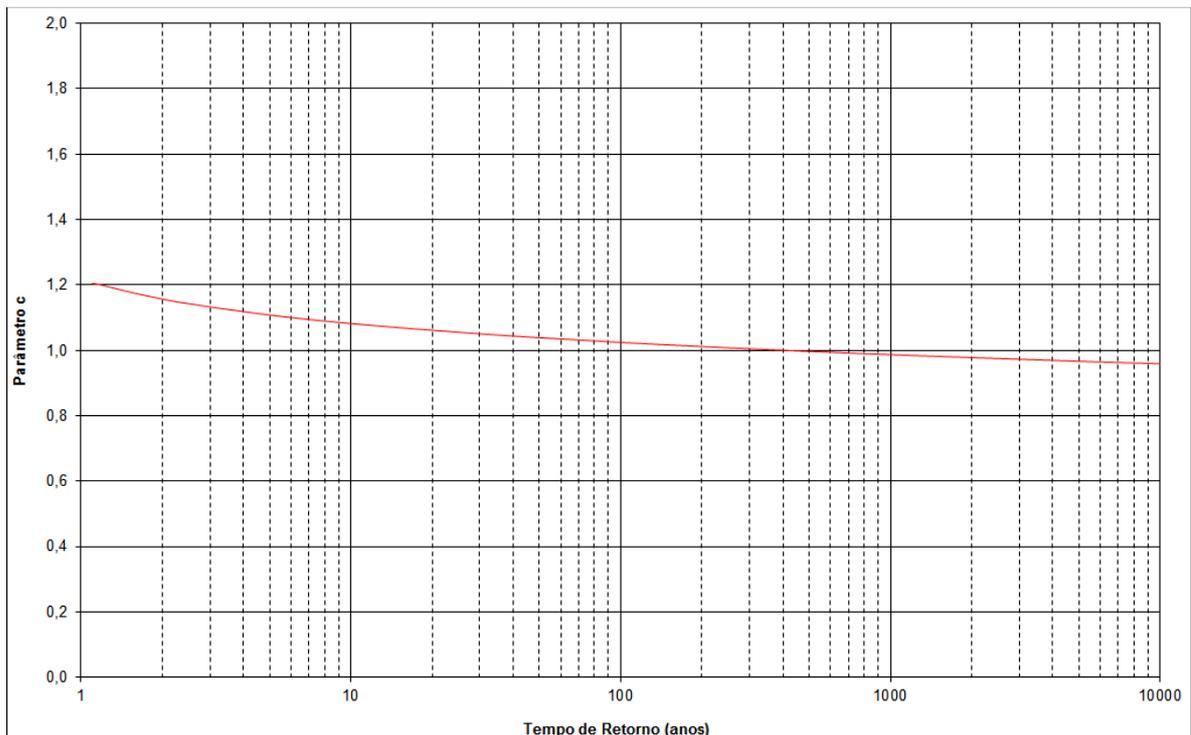
Com base nos quantis de vazões máximas, empreendeu-se uma análise comparativa a partir do parâmetro c , definido como:

$$c = \frac{Q_{\text{máx dia}}}{Q_{\text{máx méd}}} \quad (18)$$

Segundo Silva e Tucci (1998), o parâmetro c tende para a unidade com o aumento do tempo de retorno, ou seja, com o aumento do tempo de retorno os critérios de determinação da vazão máxima diária tendem a apresentar as mesmas respostas.

A Figura 4, a seguir, apresenta a relação entre o parâmetro c e o tempo de retorno para os critérios de determinação da vazão máxima diária analisados, mostrando a tendência supracitada.

Gráfico 4 – Relação entre o parâmetro e o tempo de retorno



Fonte: Material elaborado pelos autores

Conclusões

Conclui-se, através das análises apresentadas nos capítulos anteriores, que a melhor distribuição para a determinação dos quantis de vazões máximas afluentes para a UHE Guilman- Amorim é a distribuição Pearson Tipo III.

Pela análise da figura 4, pode-se perceber que o parâmetro c tende a ficar menor que 1 (um) com o aumento do tempo de retorno. Isso indica que os quantis de vazões máximas obtidos pelas vazões $Q_{\text{máx méd}}$ tendem a ficar maiores que os quantis de vazões máximas obtidas pelas vazões $Q_{\text{máx dia}}$.

É sabido que para pequenos valores de período de retorno ocorrem as maiores diferenças entre as vazões máximas diárias determinadas pelos processos de amostragem $Q_{\text{máx dia}}$ e $Q_{\text{máx méd}}$, em com o aumento do tempo de retorno, essa diferença tende a diminuir.

Logo, como o tamanho das amostras de dados disponível era pequeno (12 anos), a extrapolação da distribuição de probabilidade para a amostra de vazões $Q_{\text{máx dia}}$ apresentou curvatura mais acentuada que as distribuições de probabilidade para as amostras de vazões $Q_{\text{máx méd}}$, conforme apresentado no gráfico 3.

Espera-se que, com o aumento de dados disponíveis para análise, o parâmetro c apresente uma tendência para atingir a unidade.

Como complementação deste trabalho, sugere-se a determinação e análise dos quantis de vazões máximas afluentes às UHE Peti e PCH Piracicaba, ambas localizadas a montante da UHE Guilman-Amorim, na bacia do rio Piracicaba, a partir de amostragens de vazões máximas análogas às descritas neste trabalho.

Desta forma, pode-se analisar, por exemplo, se os valores do parâmetro c encontrados para diversos tempos de retorno podem ser aplicados para toda a bacia hidrográfica, na determinação dos valores de $Q_{\text{máx dia}}$.

Referências

NAGUETTINI, Mauro; PINTO, Éber José de Andrade. **Hidrologia estatística**. Belo Horizonte: CPRM, 2007. Disponível em: <<http://www.cprm.gov.br/publique/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?infolid=981&sid=36>>. Acesso em: 8 jun. 2011.

SANTOS, Irani dos *et al*; FILL, Heinz Dieter; SUGAI, Martha Regina von Borstel; BUBA, Homero; KISHI, Regina Tiemy; MARONE, Eduardo; LAUTERT, Luiz Fernando de Carli. **Hidrometria aplicada**. Curitiba: Instituto de Tecnologia para o Desenvolvimento, 2001.

SILVA, Eraly Alves ;TUCCI, Carlos E. M. Relação entre as vazões máximas diárias e instantâneas. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v. 3, n. 1, p. 133-151, jan./mar. 1998.

SILVINO, Alexandra Natalina de Oliveira *et al*; SILVEIRA, Alexandre; MUSIS, Carlo Ralph de; WYREPKOWSKI, Carlos César; CONCEIÇÃO, Fabiano Tomazini da. Determinação de vazões extremas para diversos períodos e eetorno para o Rio Paraguai utilizando métodos estatísticos. **Geociências**, São Paulo, v. 26, n. 4, p. 369-378, 2007. Disponível em: <www.periodicos.rc.biblioteca.unesp.br/index.php/geociencias/article/view/1803/1549>. Acesso em: 5 out. 2011.

TUCCI, Carlos E. M. (Org.). **Hidrologia: ciência e aplicação**. 4 ed. Porto Alegre: UFRGS, 2007.