

Avaliação de Cheias Considerando Distribuições Sazonais

Heinz Dieter Fill; Fábio Bahl Oliveira, Peterson dos Santos

Departamento de Hidráulica e Saneamento – UFPR

heinzfill@yahoo.com, fabio.b.oliveira@gmail.com, peterson.santos@ibest.com.br

Recebido: 20/12/05 – revisado: 05/12/06 – aceito: 25/06/08

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo a estimativa de cheias de projeto baseado em distribuições de probabilidade sazonais e a sua comparação com uma análise de frequência clássica em séries anuais, utilizando como estudo de caso a bacia do rio Iguaçu. Inicialmente procurou-se demonstrar a existência de uma sazonalidade para vazões máximas e definir sub-períodos do ano para cada uma das distribuições. A seguir foram ajustadas distribuições sazonais e anuais para cinco estações fluviométricas selecionadas dentro da bacia piloto. Analisaram-se a seguir a qualidade de ajuste de cinco distribuições candidatas (Gumbel, GEV/2P, Exponencial, lognormal e log Pearson III) usando para tanto o teste PPCC proposto por Filliben (1975). Esse teste mostrou que tanto para as distribuições sazonais como para uma distribuição anual única, no caso da bacia do rio Iguaçu, a distribuição lognormal (LN2) apresenta o melhor ajuste às cheias observadas. A cheia máxima anual pode ser estimada a partir das distribuições sazonais considerando-a como o valor máximo de variáveis aleatórias independentes, correspondendo às cheias sazonais ou através de uma análise estatística clássica de máximas anuais.

Palavras – Chave: Distribuição sazonal de vazões, cheias de projeto; análise de frequência.

INTRODUÇÃO

A chamada cheia de projeto constitui uma das informações básicas de maior relevância para o projeto e o dimensionamento de obras hidráulicas, em geral. A cheia de projeto é definida como a vazão máxima ou a seqüência de vazões extremas que a obra possa suportar sem danos significativos para si e para populações e melhoramentos a jusante (Fill, 1981).

Um método bastante utilizado para a definição da cheia de projeto é a análise de frequência de cheias. Esse método procura ajustar às vazões máximas no local de interesse, uma distribuição de probabilidades que permite estimar a cheia de projeto para uma probabilidade de excedência prefixada, em função das características da obra.

Nos projetos de engenharia essa probabilidade de excedência é usualmente expressa pelo tempo de retorno, definido como o valor esperado da variável aleatória “intervalo entre falhas”. No caso “falha” significa a ocorrência de vazão superior à vazão de projeto. Prova-se que o tempo de retorno em anos corresponde ao inverso da probabilidade de excedência da vazão máxima anual.

O presente artigo procura apresentar uma metodologia consistente que permite incorporar, na

avaliação da enchente de projeto, as variabilidades sazonais na gênese de vazões máximas. Nesse método procura-se estabelecer distribuições de probabilidades distintas para cheias ocorrendo em épocas distintas do ano (e.g. inverno / verão) que em seguida são combinadas para avaliar cheias anuais máximas de diferentes probabilidades de ocorrência. Como o evento máximo de cada ano pode pertencer a qualquer um desses tipos e considerando eventos de cheia em diferentes épocas do ano estatisticamente independentes, o evento “vazão máxima anual”, é descrito pela variável aleatória que é o máximo de um conjunto de variáveis aleatórias independentes. O modelo será demonstrado em cinco estações fluviométricas da bacia do rio Iguaçu, onde se dispõe de registros de observações entre 58 e 70 anos.

O uso de combinações de distribuições de probabilidade sazonalmente distintas para descrever a ocorrência de vazões de cheia, remonta a década de 1960 (e.g. Cohen, 1967; Singh, 1968). Mais tarde, Singh e Sinclair (1972) propuseram o uso da combinação linear entre duas distribuições lognormais para descrever as vazões máximas anuais e compararam os resultados com o método tradicional de uma distribuição única do tipo log Pearson III.

Waylen e Woo (1981, 1982) propuseram o que chamaram de processos mistos para análise de

freqüência de cheias, quando estas podem ser causadas por processos hidrológicos distintos, tais como, derretimento de neve e chuvas intensas. Stedinger *et al.* (1993) ressalta que em locais com cheias produzidas por mecanismos hidrológicos distintos, o método das misturas pode ser atrativo, porque os máximos de cheias de mesmas características físicas geralmente podem ser representadas por distribuições de probabilidade clássicas simples como Gumbel ou lognormal que não se ajustam bem no caso de fenômenos compostos, tais como, os máximos anuais.

No Brasil a partir do início da década de 1990, a análise de cheias para desvio de rio de usinas hidrelétricas procurava definir uma distribuição de freqüência sazonal para orientar o cronograma das obras. Exemplos deste método estão descritos em Sugai *et al.* (1992), em COPEL (1993a; 1993b), e em Sugai *et al.* (1999). O problema da variabilidade sazonal das vazões máximas também foi investigado no projeto básico da usina de Foz de Chapecó, no rio Uruguai (ENGEVIX, 1999; Ming, 2003).

Nestes estudos estimou-se a variabilidade da distribuição das vazões máximas ao longo do ano, ajustando-se distribuições de probabilidade distintas às vazões máximas observadas dentro de intervalos móveis de três a seis meses. Concluem os estudos sobre a existência de uma sazonalidade para as vazões máximas, entretanto, observa-se que esses estudos não levam em conta o fato da distribuição do máximo anual ser uma função das distribuições sazonais, o que pode levar a uma inconsistência nos resultados (vazões sazonais maiores que anuais). Também não houve um cuidado em considerar apenas eventos sazonais independentes.

METODOLOGIA

A metodologia utilizada é, essencialmente a descrita por Waylen e Woo (1982), contudo verificando, empiricamente, o número de distribuições sazonais significativamente distintas, quais os períodos em que se aplicam e considerando famílias de distribuições de vazões máximas distintas da EVI (Gumbel), usada por aqueles autores.

Foram inicialmente coletados os dados observados em cinco estações fluviométricas representativas da bacia do rio Iguaçu todas com períodos de observações superiores à 58 anos mostrados na tabela 1.

Foram separados os picos de vazão correspondendo a épocas distintas do ano hidrológico. Nesta separação tomou-se o cuidado em evitar que

máximos de estações do ano consecutivas fizessem parte do mesmo evento hidrológico. Em seguida foram avaliadas, usando o teste estatístico de Wilcoxon (Devore, 1991), quais as estações do ano onde as séries de vazões máximas podem ser consideradas estocasticamente distintas e portanto provenientes de distribuições de probabilidades distintas

Tabela 1 – Postos Utilizados:

Posto	Código	Rio	Área (Km ²)	Período
União da Vitória	65310000	Iguaçu	24200	1931 - 2000
Porto Amazonas	65035000	Iguaçu	3660	1936 - 2000
Rio Negro	65100000	Negro	3380	1931 - 2000
Salto Osório	65895000	Iguaçu	45200	1941 - 2000
Salto Cataratas	65993000	Iguaçu	68950	1943 - 2000

Como é usual na análise de freqüência de cheias assumiu-se a independência de vazões máximas ocorrendo em diferentes épocas do ano hidrológico, desde que causadas por eventos meteorológicos distintos e separados por um tempo maior que a duração da enchente.

Definido o ano hidrológico e as estações do ano relevantes, foram estimados os parâmetros das distribuições de probabilidade sazonais usando o método dos momentos lineares proposto por Hosking (1990).

Em seguida, foi escolhida uma família de distribuição de probabilidade que fosse adequada a realidade dos dados observados e a variabilidade de seus parâmetros ao longo do ano.

Entre as famílias de distribuições pesquisadas, foram consideradas aquelas de uso tradicional, na análise de freqüência de cheias: (1) lognormal, (2) Gumbel, (3) GEV, (4) log Pearson 3 e (5) exponencial.

Para avaliar a qualidade de ajuste aos valores observados utilizou-se o teste de aderência, PPCC proposto por Filliben (1975) e generalizado por Vogel (1985).

No ajuste das distribuições com três parâmetros como a GEV e a LP3 foi utilizado um estimador com dois parâmetros locais e um regional, como proposto por Lu (1991) e que, conforme demons-

trado por Fill (1994) apresenta bons resultados para períodos de observação entre 25 e 100 anos.

Após o ajuste das distribuições sazonais foram estimadas vazões máximas sazonais e anuais. Estes últimos foram estimados a partir da combinação das distribuições sazonais.

Seja $Y = \text{Max}(X_1, X_2)$ com as distribuições de probabilidade acumulada das variáveis aleatórias X_1 e X_2 dados por $F_{X_1}(x)$ e $F_{X_2}(x)$. Então a função de distribuição de Y será dada por:

$$F_Y(y) = F_{X_1}(y) \cdot F_{X_2}(y) \quad (1)$$

Finalmente o máximo anual obtido dessa forma foi comparado com os valores obtidos por métodos tradicionais usando apenas series de máximos anuais.

RESULTADOS

Após uma inspeção visual dos hidrogramas de vazões diárias nas diferentes estações do ano definiu-se inicialmente como ano hidrológico o período de fevereiro a janeiro do ano seguinte. Esse período permitiu que na grande maioria dos anos as cheias se situassem inteiramente em um mesmo ano hidrológico evitando-se que uma mesma enchente passasse de um ano para o outro.

Uma vez estabelecido o ano hidrológico, dividiu este, para efeito de distribuições de probabilidade de eventos máximos, tentativamente em quatro trimestres conforme mostrado na tabela 2:

Tabela 2 - Divisão Trimestral.

Trimestre I	Trimestre II	Trimestre III	Trimestre IV
Fevereiro - Abril	Maio - Julho	Agosto - Outubro	Novembro - Janeiro

Adotaram-se também duas divisões em semestres agrupando-se os trimestres I com II e III com IV (tipo I) ou IV com I e II com III (tipo II).

Para cada uma das três divisões sazonais adotadas aplicou-se o teste estatístico clássico de Wilcoxon (Devore, 1991). Esse teste é bastante apropriado para o caso pois constitui-se em um teste não paramétrico independente da distribuição subjacente das variáveis aleatórias analisadas. Os resultados

do teste são mostrados na tabela 3 (a hipótese nula H_0 é que as distribuições das cheias em diferentes estações do ano são iguais).

Optou-se então pela divisão semestral tipo II onde, com exceção do local de Porto Amazonas, a hipótese nula é rejeitada ao nível de 5%. Ao adotar a divisão semestral II, denominou-se o semestre maio-outubro de "inverno" e o de novembro-abril de "verão". Neste caso evidentemente o ano hidrológico resultou de maio a abril do ano civil seguinte.

Tabela 3 - Probabilidade do erro tipo I para Rejeição de H_0 .

Postos	Trimestral	Semestral tipo I	Semestral tipo II
União da Vitória	0,077	0,284	0,002
Rio Negro	0,600	0,345	0,027
Porto Amazonas	0,624	0,359	0,436
Salto Osório	0,134	0,239	0,000
Salto Cataratas	0,303	0,417	0,001

Embora no caso de Porto Amazonas quando analisado isoladamente a probabilidade do erro tipo I ao rejeitar a hipótese nula seja de 43,6% no conjunto de todas as estações, pode-se considerar que isso se deve ao acaso. Se for fixado um nível de rejeição individual de 5%, a probabilidade de que k entre m estações apresentem um valor da estatística de teste dentro do intervalo de aceitação da hipótese nula pode ser estimada usando a distribuição binomial como proposto por Fill (1994).

Considere um teste para todos os locais simultaneamente (teste composto) e cuja estatística de teste K seja o número de locais que se situam fora do intervalo de confiança individual de $100(1-p)\%$. Neste caso K será uma variável aleatória binomialmente distribuída com taxa de sucesso p . Valores críticos da estatística de teste k_{crit} podem então ser calculados através da expressão:

$$\Pr[K \geq k_{crit}] = \sum_{j=k_{crit}}^m \binom{m}{j} \times (p)^j \times (1-p)^{m-j} = \alpha_{test} \quad (2)$$

onde α_{test} é a probabilidade de erro tipo I do teste. Obtém-se para intervalos de confiança de 95% $p = 0,05$ e $k_{crit} = 2$, $\alpha_{teste} = 2,25\%$. Baseado nesse critério e

considerando que a sazonalidade, se existente deva valer para todos postos da bacia, a hipótese nula de não sazonalidade pode ser rejeitada.

Aceito o fato de que a série de cheias ocorrendo no semestre de verão seja estatisticamente distinta da serie de cheias do semestre de inverno o passo seguinte é o ajuste de distribuições de probabilidades diferenciadas a cada uma dessas series. Vários métodos de ajuste de distribuições de probabilidades a um conjunto de dados são propostos na literatura, sendo os mais importantes o método da máxima verossimilhança, o método dos momentos e o método dos momentos lineares.

Adotou-se aqui, exceto para a distribuição log Pearson 3, o método dos momentos lineares proposto por Hosking (1990), semelhante ao método dos momentos tradicionais, porém usando combinações lineares dos valores observados ordenados. As vantagens do uso dos momentos lineares foram discutidos por vários autores (e.g. Stedinger *et al.*, 1993; Fill, 1994; Hosking e Wallis, 1997).

Para o parâmetro locacional da distribuição LN3 Stedinger (1980) propõe um estimador baseado em quantis:

$$\xi = \frac{x_{(1)}x_{(n)} - x_{(n/2)}^2}{x_{(1)} + x_{(n)} - 2x_{(n/2)}} \quad (3)$$

Entretanto para vários casos do presente estudo este parâmetro resultou negativo o que não é razoável por constituir-se em um limite inferior das vazões. Por esta razão adotou-se a distribuição lognormal de dois parâmetros ($\kappa = 0$). Optou-se então por usar na estimativa dos parâmetros das distribuições candidatas o seguinte procedimento:

- a) Para distribuição GEV o parâmetro de forma foi estimado regionalmente pela media das cinco estações analisadas para cada semestre, os demais parâmetros foram estimados localmente. O método dos momentos lineares como proposto por Hosking *et al.* (1985), foi usado em ambos os casos.
- b) Para a distribuição log Pearson 3 a estimativa dos parâmetros seguiu o método clássico dos momentos baseado em assimetria regional, conforme recomendação de agencias federais dos Estados Unidos conhecido como Bulletin 17B (Stedinger *et al.*, 1993).
- c) Para os demais casos, todas distribuições com dois parâmetros, estes foram estimados localmente pelo método dos momentos lineares, usando as expressões publicadas por

Stedinger *et al.* (1993) e estimadores não tendenciosos cujas vantagens são discutidas por Fill (1994). A vantagem do uso de estimadores regionais para distribuições de três parâmetros foi discutido por Lu (1991) e Fill (1994). As estimativas dos momentos lineares obtidos são mostrados na tabela 4.

Para selecionar a família de distribuições a ser adotada aplicou-se o teste PPCC proposto por Filliben (1975) e generalizado por Vogel (1985), cuja estatística de teste é o coeficiente de correlação:

$$r = \frac{\sum (q_{(i)} - \bar{q}) \cdot (x_i - \bar{x})}{\sqrt{\left[\sum (q_{(i)} - \bar{q})^2 \right] \cdot \left[\sum (x_i - \bar{x})^2 \right]}} \quad (4)$$

onde, $x_i = F_Q^{-1} \left(\frac{i}{n+1} \right)$ (5)

e $q_{(i)}$ = i-ésima vazão observada ordenada. Valores críticos de rejeição da estatística de teste r são publicadas na literatura (Filliben, 1975; Vogel, 1985; Stedinger *et al.*, 1993).

O valor do coeficiente de correlação (estatística de teste) é listado na tabela 5 para todas as combinações de distribuições, posto e estação do ano.

A tabela 6 mostra o valor médio da estatística de teste para as cinco estações.

Todos os valores do coeficiente de correlação situam-se acima dos valores críticos de rejeição ($\alpha = 0.05$) para uma extensão do período de observação de 65 anos que corresponde à média dos cinco postos analisados. No caso da lognormal esse valor crítico é 0.981 e no caso da Gumbel é de 0.970. Adotou-se a distribuição lognormal (LN2) como representativa, pois conduziu ao maior valor da estatística de teste.

A função densidade de probabilidade da distribuição lognormal (LN2) é dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot x \cdot \sigma_y} \cdot \exp \left[\frac{-(\ln x - \mu_y)^2}{2 \cdot \sigma_y^2} \right] \quad (6)$$

A Tabela 7 mostra os parâmetros das distribuições lognormais para verão e inverno e também para a série de máximos anuais.

Tabela 4 - Estimativa dos Momentos Lineares.

Estação	Verão			Inverno			Anual		
	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3	λ_1	λ_2	τ_3
U. Vitória	1140	268,1	0,2519	1473	416,4	0,2317	1631	367,4	0,2491
Rio Negro	228,7	47,77	0,0597	272,6	74,88	0,0833	308,1	60,51	0,0944
P. Amazonas	234,5	66,36	0,2640	247,1	78,82	0,2562	313,2	80,67	0,1894
S. Osório	3246	951,6	0,3615	5051	1744	0,2407	5260	1675	0,3216
S. Cataratas	6099	1978	0,2299	9337	3322	0,2429	10183	3125	0,2386

Tabela 5 - Coeficiente de Correlação

Distribuição	Estação	União da Vitória	Rio Negro	Porto Amazonas	Salto Osório	Salto Cataratas
Gumbel	Verão	0,984	0,985	0,976	0,941	0,990
	Inverno	0,977	0,985	0,992	0,970	0,972
	Anual	0,976	0,982	0,996	0,964	0,966
GEV	Verão	0,986	0,971	0,986	0,962	0,991
	Inverno	0,984	0,981	0,995	0,977	0,979
	Anual	0,985	0,980	0,998	0,976	0,975
Lognormal	Verão	0,986	0,983	0,987	0,967	0,989
	Inverno	0,987	0,987	0,996	0,984	0,986
	Anual	0,983	0,982	0,997	0,986	0,979
Exponencial	Verão	0,984	0,943	0,986	0,974	0,987
	Inverno	0,982	0,955	0,995	0,978	0,980
	Anual	0,986	0,958	0,988	0,986	0,974
Log Pearson 3	Verão	0,972	0,920	0,953	0,990	0,916
	Inverno	0,940	0,920	0,964	0,928	0,898
	Anual	0,982	0,955	0,943	0,966	0,931

Tabela 6 - Coeficiente de Correlação Médio

Distribuição	Verão	Inverno	Anual
Gumbel	0,975	0,979	0,977
GEV	0,979	0,983	0,983
Lognormal	0,982	0,988	0,985
Exponencial	0,975	0,978	0,979
Log Pearson 3	0,950	0,930	0,955

A figura 1 mostra como exemplo o ajuste da distribuição lognormal ao posto de Porto Amazonas para cheias de verão, inverno e máximos anuais.

Selecionada a distribuição lognormal como representativa, passou-se a estimar a vazão de cheia para tempos de retorno típicos em obras hidráulicas (exceto cheias para dimensionamento de vertedouro) considerando para tanto a sua ocorrência em cada uma das estações do ano e também como máximo anual. Nesse último caso as cheias foram avaliadas (1) pelo método clássico do

ajuste de uma única distribuição de probabilidades à serie dos máximos anuais e (2) pelo método proposto em considerar a cheia como o máximo de duas variáveis aleatórias descritas pelas distribuições de probabilidade sazonais [equação (1)].

Tabela 7 - Parâmetros das distribuições lognormais ajustadas

Posto	Verão		Inverno		Anual	
	μ_y	σ_y	μ_y	σ_y	μ_y	σ_y
União da Vitória	6,9	0,4	7,1	0,5	7,3	0,4
	54	115	643	114	005	388
Rio Negro	5,3	0,3	5,4	0,4	5,6	0,3
	624	743	848	964	690	502
Porto Amazonas	5,3	0,5	5,3	0,5	5,6	0,4
	262	121	423	790	390	641
Salto Osório	7,9	0,5	8,3	0,6	8,4	0,5
	443	310	301	280	010	778
Salto Cata-	8,5	0,5	8,9	0,6	9,0	0,5

ratas	424	890	322	474	738	562
-------	-----	-----	-----	-----	-----	-----

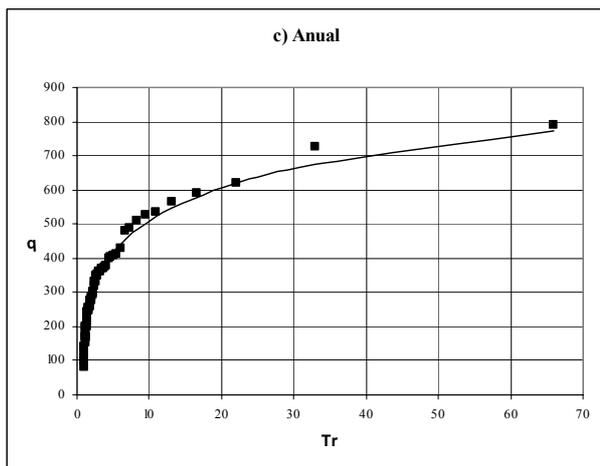
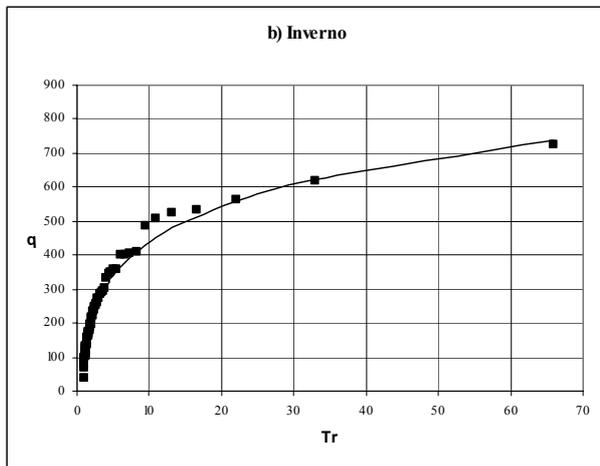
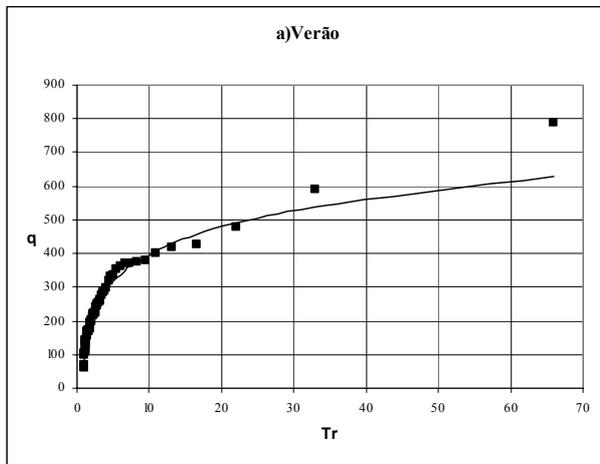


Figura 1 - Ajuste de distribuição lognormal para Porto Amazonas

Na seleção dos valores do tempo de retorno considerou-se um valor correspondente a enchentes pequenas ($T_r = 5$ anos), outro para cheias médias ($T_r = 20$ anos) e dois para cheias grandes ($T_r = 100$ e 500 anos).

A tabela 8 mostra os resultados indicando ainda a diferença percentual entre o resultado do método clássico (máximos anuais) e o modelo proposto.

Observa-se que para um mesmo tempo de retorno o valor da cheia ocorrendo no verão é sempre inferior ao correspondente à sua ocorrência no inverno. Esse efeito é mais forte para cheias maiores. Isso corrobora a sensibilidade dos estudos do rio Iguaçu de que embora haja enchentes em qualquer época do ano, as grandes cheias ocorrem geralmente no inverno (as cheias de 1935, 1983 e 1992, as maiores da história ocorrem no inverno). Também observa-se que as cheias estimadas pela combinação das distribuições sazonais são geralmente maiores do que as obtidas pela aplicação do método clássico das séries de máximos anuais para um mesmo tempo de retorno. Verifica-se que esse efeito também é mais acentuado para cheias mais raras. Para tempos de retorno de até 20 anos, aproximadamente, as diferenças são pequenas de modo que o método das séries anuais é bastante razoável. Entretanto para cheias com tempo de retorno de 100 anos ou mais as diferenças são bastante significativas. Pode-se notar ainda que para o tempo de retorno de 500 anos a cheia anual obtida pelo método da composição é praticamente igual a cheia de inverno. Isso significa que a cheia de $T_r = 500$ anos ocorrerá sempre no inverno. Ademais as estimativas das cheias anuais pelo método proposto apresentam-se coerentes sendo a cheia anual nunca inferior aos valores obtidos para as cheias sazonais, o que não acontece para o método tradicional e que conduziu a inconsistências entre cheias sazonais e anuais em vários estudos realizados no setor elétrico.

Os resultados confirmam o que já era uma percepção heurística, ou seja, as cheias de inverno quando ocorrem apresentam geralmente vazões superiores as cheias de verão. No caso de Porto Amazonas essa diferença é a menor de todas o que talvez possa ser atribuído à influência da região metropolitana de Curitiba (muito urbanizada).

Dessa forma o uso do método proposto, combinando cheias sazonais parece ser preferível ao método tradicional de análise de frequência de máximos anuais principalmente quando há interesse em considerar cheias sazonais, por exemplo

para um melhor planejamento do cronograma físico de obras hidráulicas.

Tabela 8 – Cheias de Projeto

Posto	Tr	Vazão de cheia				
		Verão	Inverno	Series Anuais	Método Proposto	Diferença(%)
União da Vitória	5	1480	1990	2140	2140	-
	20	2070	3000	3050	3070	0,6
	100	2740	4270	4130	4290	3,9
	500	3420	5620	5230	5620	7,5
Rio Negro	5	292	365	389	396	1,8
	20	395	546	516	560	8,5
	100	511	769	657	678	3,2
	500	625	1000	793	1000	20,1
Porto Amazonas	5	316	340	415	410	-
	20	479	543	605	608	-
	100	681	809	832	861	3,5
	500	896	1100	1070	1140	6,5
Salto Osório	5	4400	7020	7230	7490	3,5
	20	6770	11700	11500	11900	3,5
	100	9750	18000	17200	18100	5,2
	500	13000	25200	23400	25200	7,7
Salto Cataratas	5	8400	13000	13900	14200	2,2
	20	13500	22000	21800	22900	5,0
	100	20300	34400	32000	34800	8,8
	500	27900	48700	43100	48800	13,2

CONCLUSÕES

O presente trabalho permite algumas conclusões que podem ser importantes no aperfeiçoamento da estimativa de cheias de projeto para obras hidráulicas.

- O risco de ocorrência de uma dada cheia pode variar significativamente entre diferentes épocas do ano o que pode contribuir para um planejamento mais adequado de determinadas fases na construção de obras hidráulicas (desvio de rio, fechamento de comportas, etc).
- A determinação de cheias máximas anuais associadas a um dado risco pode ser feita usando o método tradicional de ajustar uma distribuição de probabilidades única aos máximos anuais apenas no caso de tempos de retorno até 20 ou 50 anos no máximo.
- Para cheias máximas anuais com tempo de retorno da ordem de 100 anos ou mais é

mais apropriado usar uma estimativa baseada na combinação de distribuições de probabilidades sazonais. Esse método é conceitualmente mais adequado e resulta em estimativas mais conservadoras.

- Se para o planejamento de uma obra hidráulica for necessário a estimativa de cheias sazonais a cheia anual deve ser estimada pela combinação das distribuições sazonais, evitando-se assim inconsistências entre o tempo de retorno das cheias sazonais e da cheia anual.

O tema investigado neste trabalho, embora já tendo sido abordado por Waylen e Woo (1981, 1982), e generalizado no presente artigo, ainda pode ser aprofundado e aperfeiçoado na prática. No caso de rios brasileiros situados em regiões com características climáticas diferenciadas devem-se ainda esclarecer aspectos particulares (ano hidrológico, estações do ano, modelo estatístico) em cada uma dessas regiões e analisar a aplicabilidade do método proposto em comparação com o modelo

tradicional de series de máximos anuais. Assim recomenda-se uma análise da sazonalidade das cheias em outras bacias hidrográficas e a verificação da existência de distribuições de probabilidade distintas por estações do ano. Também a questão da escolha da distribuição mais adequada, que pode não ser a de melhor ajuste (Fernandes, 1990), deve ser investigado com maior profundidade.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Departamento de Hidráulica e Saneamento e a Coordenação do Curso de Pós-graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental da UFPR. Agradecem pelo apoio logístico e pelo suporte financeiro do programa de iniciação da científica da UFPR através da concessão de bolsas de pesquisa dos segundo e terceiro autor. Agradecem ainda ao CEHPAR e ANA pelo fornecimento gratuito dos dados utilizados.

REFERÊNCIAS

- COHEN, A.C. (1967). *Estimation in Mixtures of Two Normal Distributions*, Technometrics. v. 9, n. 1, pp.15-28.
- COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA (1993a). *Usina hidrelétrica de Salto Caxias: rio Iguaçu - Paraná*. COPEL, 5v. Curitiba, PR.
- COMPANHIA PARANAENSE DE ENERGIA (1993b). *Estudos hidrológicos para o projeto básico - UHE Salto Caxias*. COPEL. Curitiba, PR.
- DEVORE, J.L. (1991). *Probability and Statistics for Engineering and the Sciences*, 3rd ed., Brooks/Cole. Pacific Grove, Califórnia. 224p.
- ENGEVIX (1999). *Estudo de viabilidade da usina hidrelétrica de Foz do Chapecó*, Florianópolis, SC.
- FERNANDES, C.V.S. (1990). *Avaliação da robustez de algumas distribuições de extremos aplicadas à series de observações fluviométricas e pluviométricas*. Dissertação de Mestrado, UFPR, Curitiba, PR. 299 p.
- FILL, H.D. (1981). *Determinação de Cheias de Projeto*. In: IV Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, ABRH, Fortaleza, CE. Anais 4, pp 439-451.
- FILL, H.D. (1994). *Improving flood quantile estimates using regional information*. Ph-D Dissertation, Cornell University, Ithaca, New York, 256p.
- FILLIBEN, J.J. (1975). *The Probability Plot Correlation Test for Normality*. Technometrics, vol. 17, no. 1, pp. 111-117.
- HOSKING, J.R.M. (1990). *L-moments: analysis and estimation as distributions using linear combination of order statistics*. Journal Royal Statistics Society, v.52, n.1, pp.105-124.
- HOSKING, J.R.M.; WALLIS, J.R. (1997). *Regional Frequency Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge, UK. 224p.
- HOSKING, J.R.M.; WALLIS, J.R.; WOOD, E.F. (1985). *Estimation of the Generalized Extreme Value Distribution by the Method of Probability Weighted Moments*. Technometrics, vol. 27, no. 3, pp. 351-261.
- LANDWEHR, J.M.; MATALAS, N.C.; WALLIS, J.R. (1980). *Quantile Estimation with More or Less Floodlike Distributions*. Water Resources Research, 16(3), pp. 547-555.
- LU, L.H. (1991). *Statistical methods for regional flood frequency investigations*. Ph-D Dissertation, Cornell University, Ithaca, New York. 236p.
- MING, L. (2003). comunicação pessoal.
- SINGH, K.P. (1968). *Hydrologic distributions resulting from mixed populations and their computer simulation*. Publication N°81, International Association of Scientific Hydrology, pp.671-681.
- SINGH, K.P.; SINCLAIR, R.A. (1972). *Two distribution method for flood frequency analysis*. Journal of the Hydraulics Division Am. Soc. Civ. Eng., v.98, pp.29-44.
- STEDINGER, J.R.; VOGEL, R.M.; GEORGIU E.F. (1993). *Frequency analysis of extreme events.*, in Handbook of Hydrology, chapter 18, editor in chief D.J. Maidment, McGraw Hill, New York. pp 18.1-18.66.
- SUGAI, M.R.v.B. et al. (1992). *Estudos hidrológicos para o projeto básico da derivação do rio Jordão*, COPEL (VHID). Curitiba, PR.
- SUGAI, M.R.v.B. et al. (1999). Projeto HG-123 – *Viabilidade técnica-econômica e ambiental das usinas hidrelétricas Fundão e Santa Clara*. COPEL (VHID), Curitiba, PR.
- VOGEL, R.M. (1983). *The Probability Plot Correlation Coefficient Test for Normal, Lognormal, and Gumbel Distributional Hypotheses*. Water Resource. Res., vol. 22, no. 4, pp. 587-590.
- WAYLEN, P. & WOO, M.K. (1981). *Regionalization and prediction of annual floods in the Fraser River catchments, British Columbia*. Water Resources Bulletin, v.17, n. 4, pp.655-661.
- WAYLEN, P. & WOO, M.K. (1982). *Prediction of annual floods generated by mixed processes*. Water Resources Research, v.18, n. 4, pp.1283-1286.

Flood Estimates Using Seasonal Distributions

ABSTRACT

This paper aims at estimating of design floods based on seasonal probability distributions and their comparison with a classical annual series frequency analysis. The study is developed for the Iguaçú river basin in South Brazil. Initially the evidence of seasonal diversity is analyzed and appropriate seasons are defined. Then several classical probability distributions (Gumbel, GEV, lognormal, exponential and log Pearson III) are fitted to the observed data at selected gauging stations. Goodness of fit is analyzed by means of the PPCC test proposed by Filliben (1975). This test shows that the lognormal distribution (LN2) best fits the data both for seasonal and annual maxima and hence this distribution was selected for further analysis. The annual flood may be estimated either by the classical approach of annual maximum series or by assuming that it is the maximum of independent random variables, corresponding to the seasonal floods. The floods corresponding to each of these approaches as well as that corresponding to each season are compared for selected return periods.

Key-words: *Seasonal flow distributions; design floods; frequency analysis.*