

XIII CONGRESSO LATINOAMERICANO
DE HIDRAULICA . CUBA, 1988.

Título del trabajo: Dimensionamento de Volume de Espera para
Controle de Cheia

Tema: Planificacion de Sistemas Hidraulicos

Autor: Jerson Kelman

Institución: CEPEL (Centro de Pesquisas de Energia Elétrica)

Cuidad y país: Rio de Janeiro, Brasil.

RESUMO

Apresenta-se um método para dimensionar o volume de espera para controle de cheias num reservatório de acumulação. O método assume serem conhecidos; a vazão de restrição (máxima vazão defluente do reservatório que não causa danos a jusante), o risco selecionado de que ocorra uma inundação, e um conjunto de séries sintéticas de vazões afluentes ao reservatório com características estocásticas idênticas à série de afluencias registradas na série histórica.

ABSTRACT

It is presented a method for sizing the flood control storage of a reservoir. The method assumes to be known: the critical discharge (beyond which there is some flood damage downstream from the dam), the flooding risk, and a set of synthetic inflow hydrographs to the reservoir which are stochastically identical to the hydrographs actually observed.



1. INTRODUÇÃO

A operação de reservatórios projetados para fins conservativos é feita procurando manter o estoque de água tão elevado quanto possível. Entretanto é usual, durante a época chuvosa, manter vazio uma parte do volume útil - o chamado volume de espera para controle de cheias - com o objetivo de encaixar o excesso d'água provocado pela afluência de uma cheia. Desta maneira o reservatório beneficia o vale a jusante, tornando as inundações menos frequentes.

Existe por vezes um outro volume de espera, mantido sempre disponível, destinado ao amortecimento da cheia de projeto do vertedor. Este volume de espera assegura, juntamente com o vertedor, a segurança da barragem.

O dimensionamento de volume de espera, tanto para controlar inundações como para garantir a segurança da barragem, é um problema matematicamente simétrico ao do cálculo do volume útil de um reservatório destinado exclusivamente à conservação da água. A única diferença reside no intervalo de discretização do tempo utilizado em cada caso: uma cheia é fenômeno rápido, que dependendo do tamanho da bacia precisa ser acompanhada desde intervalos de minutos até o de alguns dias; uma estiagem é um fenômeno lento, que pode ser acompanhada desde intervalos de uma semana até o de um ano. É natural que algumas técnicas de dimensionamento usadas no cálculo do volume útil sirvam também para definir o volume de espera. Outras, no entanto, não serão mais aplicáveis, como se verá adiante.

2. CONCEITOS BÁSICOS

O método mais antigo que se tem notícia para dimensionamento de volume útil é o proposto por Rippl⁹ (1883), que utiliza a soma parcial da série histórica, definida por

$$S(t) = \sum_{\tau=1}^t q_{\tau} \Delta t \quad (1)$$

onde:

q_{τ} é a descarga média afluyente ao τ -ésimo intervalo de tempo

Δt é o intervalo de discretização

A Figura 1 mostra que para que a vazão afluyente do reservatório seja pelo menos igual a um constante r , chamada de vazão regularizada, é necessário que o volume útil seja no mínimo igual a $\max(a_1, a_2, \dots)$. Uma descrição pormenorizada deste método é dada por Souza¹⁰ (1977).

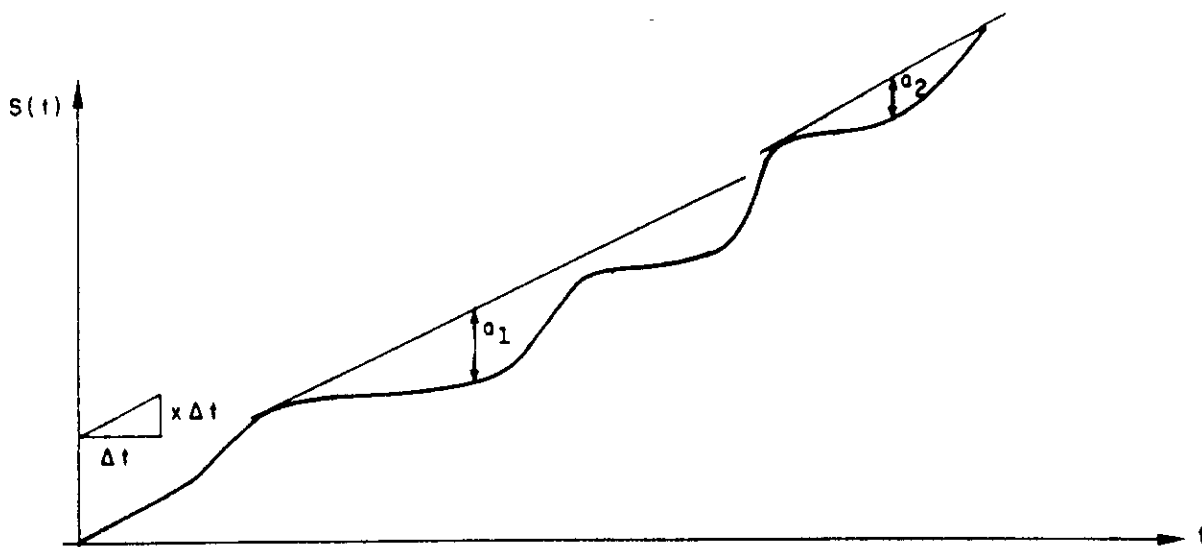


FIGURA 1 — MÉTODO DE RIPPL PARA DETERMINAÇÃO DO VOLUME ÚTIL

O método de Rippl resolve o que poderia ser chamado de problema de "controle de estiagens". Analogamente poder-se-ia enunciar o problema do "controle de cheias" como sendo o de determinar o volume de espera capaz de garantir que a máxima vazão efluente seja menor ou igual a uma constante u , chamada de vazão de restrição, que não causa danos a jusante.

Sem perda de generalidade, admita que se esteja considerando apenas a série de vazões diárias de uma particular época chuvosa do registro histórico. Por exemplo, q_1 - primeira vazão da série - poderia corresponder ao dia 01 de outubro de 1970 e q_h - última vazão da série - ao dia 30 de abril de 1971. Se a unidade de vazão utilizada é o m^3/s , e a discretização é diária, Δt (Equação 1) é o número de segundos do dia. A Figura 2 ilustra como seria obtido neste caso o volume de espera.

$$v = \max(b_1, b_2, \dots)$$

(2)

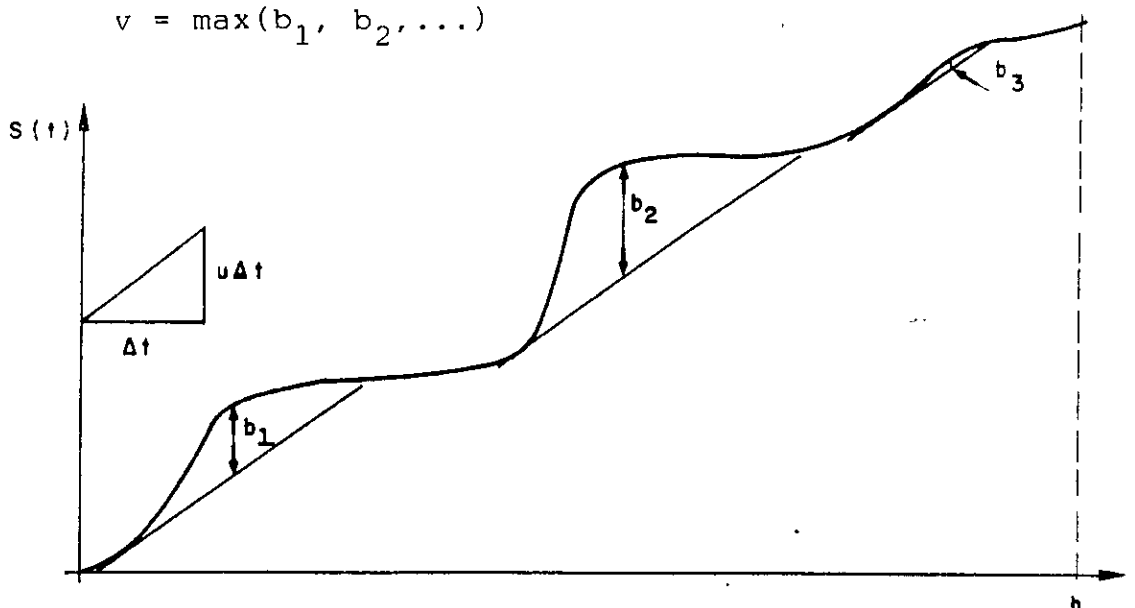


FIGURA 2 — DETERMINAÇÃO DO VOLUME DE ESPERA

Uma forma alternativa para cálculo do volume útil foi proposta por Waitt¹¹ (1945) e baseia-se na curva volume duração. No caso que se pretenda determinar o volume de espera, para controle de cheias, a metodologia pode ser adaptada relacionando-se para cada duração d o máximo volume afluente em d dias consecutivos, $y(d)$.

$$y(d) = \max_{0 \leq t \leq h+1-d} \sum_{j=1}^d q_{t+j} \Delta t \quad (3)$$

onde h é o último dia considerado.

Como a vazão de restrição é u , o volume de espera deverá ser maior ou igual a $y(1) - u\Delta t$. É simples perceber que também deverá ser maior ou igual a $y(2) - 2u\Delta t$ e em geral maior ou igual a $y(d) - du\Delta t$.

O mínimo volume de espera v que satisfaz simultaneamente a estas desigualdades é

$$v = \max_d |y(d) - du\Delta t|, \quad d = 1, 2, \dots, h \quad (4)$$

A Figura 3 ilustra o conceito. A duração crítica d_c é definida como sendo aquela em que $v = y(d_c) - d_c u\Delta t$ (na figura, $d_c = 2$ dias).

Se o procedimento representado pela Figura 2 e/ou o representado pela Figura 3 fossem repetidos para cada época chuvosa da série histórica (que pode ser eventualmente o ano inteiro), obter-se-ia uma coleção de volumes de espera $\{v(1), v(2), \dots, v(j), \dots, v(n)\}$, onde n é o número de anos da série histórica. Cada valor $\{v(j), j=1, 2, \dots, n\}$, poderia ser calculado tanto pela Equação 2 quanto pela Equação 4.

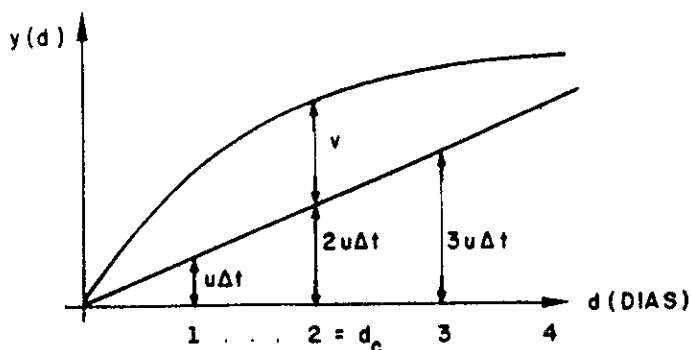


FIGURA 3 — CURVA VOLUME — DURAÇÃO

Como a série de vazões afluentes em alguma época chuvosa do futuro não será provavelmente igual a série alguma observada no passado, o volume de espera que virá a ser necessário é uma variável aleatória V . Um possível critério para escolha de v^* - volume de espera a ser alocado no início de cada época chuvosa - é fazer $v^* = \max(v(j), j=1, n)$. Esta opção implicaria em estar preparado para o pior evento ocorrido ao longo dos n anos do registro histórico. O inconveniente desta abordagem é que não se

tem noção de qual a probabilidade de que num ano qualquer v^* não seja suficiente. Isto é, não se sabe qual a probabilidade de que V seja maior do que v^* . Alternativamente, pode-se optar pelo valor de v^* que satisfaça a igualdade $P(V > v^*) = \alpha$, em que α é uma probabilidade pré-especificada para falha no amortecimento de cheia de um ano qualquer.

3. A CURVA VOLUME-DURAÇÃO

Alexander¹(1962) ao estudar a questão do dimensionamento de volume útil, adotou o intervalo de discretização anual e procurou estudar as distribuições de probabilidades das variáveis aleatórias $W(1), W(2), \dots, W(d)$, em que $W(d)$ é o volume afluente em d anos consecutivos, Alexander assumiu que as vazões anuais fossem variáveis aleatórias independentes e com distribuição de probabilidades gama. Com estas hipóteses, $W(1), W(2), \dots, W(d)$... têm também distribuição gama, com diferentes fatores de forma. Por conseguinte, a definição da família de distribuições de probabilidades parametrizada pela duração d , pode ser feita unicamente a partir da estimação da distribuição de $W(1)$. Alexander construiu a curva volume-duração unindo os pontos $w_\alpha(d)$, definidos como $P(W(d) \leq w_\alpha(d)) = \alpha$. Gomide⁵ (1983) relata um procedimento semelhante para dimensionar o volume de regularização sazonal, tendo no entanto que considerar as amostras disponíveis de $W(2), W(3), \dots$, uma vez que neste caso as vazões mensais não constituem um processo independente. Para determinação de volume de espera, Beard²(1963) também trabalhou com as variáveis aleatórias $W(1), W(2), \dots, W(d)$..., só que desta vez $W(d)$ é definido como volume afluente em d dias consecutivos. Para cada duração d pode-se ajustar uma distribuição de probabilidades à amostra disponível, sendo o tamanho da amostra igual ao número de anos da série histórica. Beard adotou a distribuição log-Pearson tipo III para todas as durações d , o que lhe permitiu construir a curva volume-duração associada à probabilidade de falha, de acordo com o método sintetizado na Figura 4.

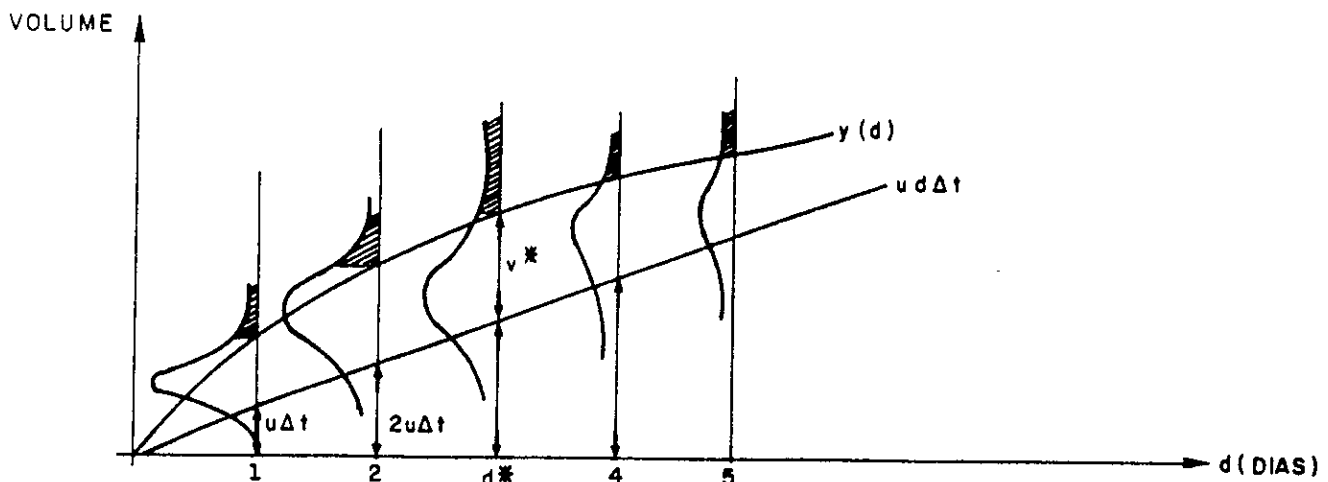


FIGURA 4 — OBTENÇÃO DA CURVA VOLUME DURAÇÃO UNINDO OS QUANTIS α DE $W(d)$

Para cada duração d o gráfico mostra a função densidade de probabilidades $f(W(d))$ e o seu quantil $w_\alpha(d)$, definido como $P(W(d) \geq w_\alpha(d)) = \alpha$. Isto é, as áreas hachuradas correspondem ao risco de emergência α e definem a curva $y(d)$, que juntamente com a reta de coeficiente angular $u\Delta t$, torna possível a determinação do volume de espera v , de acordo com a Equação 4.

O Setor Elétrico brasileiro tem alocado volumes de espera em reservatórios do sistema hidrelétrico através do método da curva volume-duração (GCOI³, 1977; GCOI⁴, 1980). Entretanto diversas têm sido as dificuldades práticas encontradas na implementação do método, sendo talvez a principal delas devido às variações amostrais que fazem com que a curva $y(d)$ não seja côncava, como seria de se esperar. A correção desta irregularidade é com frequência obtida ajustando-se uma função analítica aos pontos $w_\alpha(d)$, por exemplo, pelo método dos mínimos quadrados. Este recurso é no entanto insatisfatório, na medida em que diferentes opções quanto à função analítica para $y(d)$ ou quanto ao método de estimação dos parâmetros para esta função, conduzem a resultados muito disparatados. Além disto o método é aproximado, na medida em que o volume de espera v^* não satisfaz à igualdade $P(V > v) = \alpha$. Na realidade, Kelman et al⁶ (1980) mostraram que

$$P(V > v^*) = P[(W(1) > v^* + u\Delta t) \text{ ou } (W(2) > v^* + 2u\Delta t) \text{ ou } \dots \\ \dots \text{ ou } (W(d^*) > v^* + d^* u\Delta t \text{ ou } \dots)] \geq \\ P[W(d^*) > v^* + d^* u\Delta t] = \alpha$$

Isto é

$$P(V > v^*) \geq \alpha \tag{5}$$

Em palavras, a probabilidade de que o volume afluente em d^* dias consecutivos seja superior ao volume de espera somado à afluência total durante estes d^* dias é exatamente α , dado que d^* é a duração crítica. No entanto uma emergência pode ocorrer devido a um desbalanceamento entre volume afluente e efluente para qualquer outra duração, o que explica a desigualdade em (5).

4. DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES DE VOLUME DE ESPERA

Kelman⁸(1983) sugeriu que o conjunto $\{v(1), v(2), \dots, v(j), \dots, v(n)\}$ de volumes de espera para cada um dos n anos da série histórica seja visto como uma amostra aleatória de V . A determinação de v^* é feita, neste caso, através do ajuste de uma distribuição de probabilidades à amostra. Como diversos elementos do conjunto $v(1), v(2), \dots, v(n)$ serão nulos, significando haver uma probabilidade finita de que em um ano qualquer não haja necessidade alguma de volume de espera, é conveniente que se utilize uma distribuição de probabilidades do tipo:

$$P(V \leq v) = (1-p) F_v(v) + p, v \geq 0 \tag{6}$$

onde $F_v(v)$ é a distribuição ajustada para os valores positivos da amostra aleatória. Por exemplo, a adoção da distribuição exponencial para $F_v(v) = 1 - \exp(-v/\lambda)$, $v \geq 0$ permite calcular v^* como

$$v^* = -\lambda \ln | \alpha(1-p)^{-1} | \quad (7)$$

Neste caso a distribuição de probabilidades de V é chamada de "mista exponencial".

Se dos n anos, k tiverem volume de espera nulo, pode-se estimar os parâmetros λ e p como:

$$\hat{p} = \frac{k}{n} \quad (8)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^n v(j)$$

A estimativa dos parâmetros \hat{p} e $\hat{\lambda}$, vai ficando cada vez mais imprecisa, à medida que a vazão de restrição u aumenta. Por um lado porque $p = P(V = 0)$ vai efetivamente se aproximando de 1 e a variância de \hat{p} , que é $p(1-p)n^{-1}$, atinge seu valor máximo. Por outro lado k (número de elementos positivos) tende a zero, visto que $E(K) = n(1-p)$, o que significa que $\hat{\lambda}$ talvez não possa ser calculado, ainda que imprecisamente. A única maneira de compensar estes efeitos seria crescer o valor de n , que só é possível com o passar do tempo, visto que n é o número de anos da série histórica.

Alternativamente pode-se utilizar uma série sintética com m anos, $m \gg n$, de tal maneira que da coleção dos $\{v(j), j = 1, m\}$ exista um suficiente número de elementos não nulos. Neste caso a própria distribuição empírica de $\{v(j), j = 1, m\}$ é suficiente para a determinação de v^* , não havendo necessidade de ajustar uma distribuição paramétrica à amostra.

5. APLICAÇÃO AO RESERVATÓRIO DE FURNAS

O aproveitamento hidroelétrico de Furnas é localizado na Região Sudeste do Brasil, no Rio Grande. A área de drenagem é de 52000 km² e a descarga média é cerca de 900 m³/s. O aproveitamento tem uma capacidade instalada de 1216 MW e possui um reservatório de acumulação com volume total de 22,95 Km³. Quando completamente cheio, a área inundada é de 1440 Km².

O modelo estocástico de vazões diárias DIANA (Kelman⁷ et al 1983) foi utilizado para gerar $m = 1000$ séries de vazões afluentes ao reservatório de Furnas. Cada hidrógrafa consiste de 212 dias, que é a duração da estação chuvosa no Rio Grande. Conseguiu-se desta maneira o conjunto $\{v(1), v(2), \dots, v(1000)\}$.

Esta operação foi repetida para três possíveis vazões de restrição, $u = 2000, 3000$ e 4000 m³/s. Os resultados estão apresentados na tabela 1 e na Figura 5.

Como era de se esperar, a medida que a vazão de restrição (u) aumenta, o problema fica mais relaxado, necessitando de volumes de espera v^* cada vez menores. Pela mesma razão, aumenta a frequência dos anos em que a inexistência de um volume de espera não faz diferença alguma (p cresce).

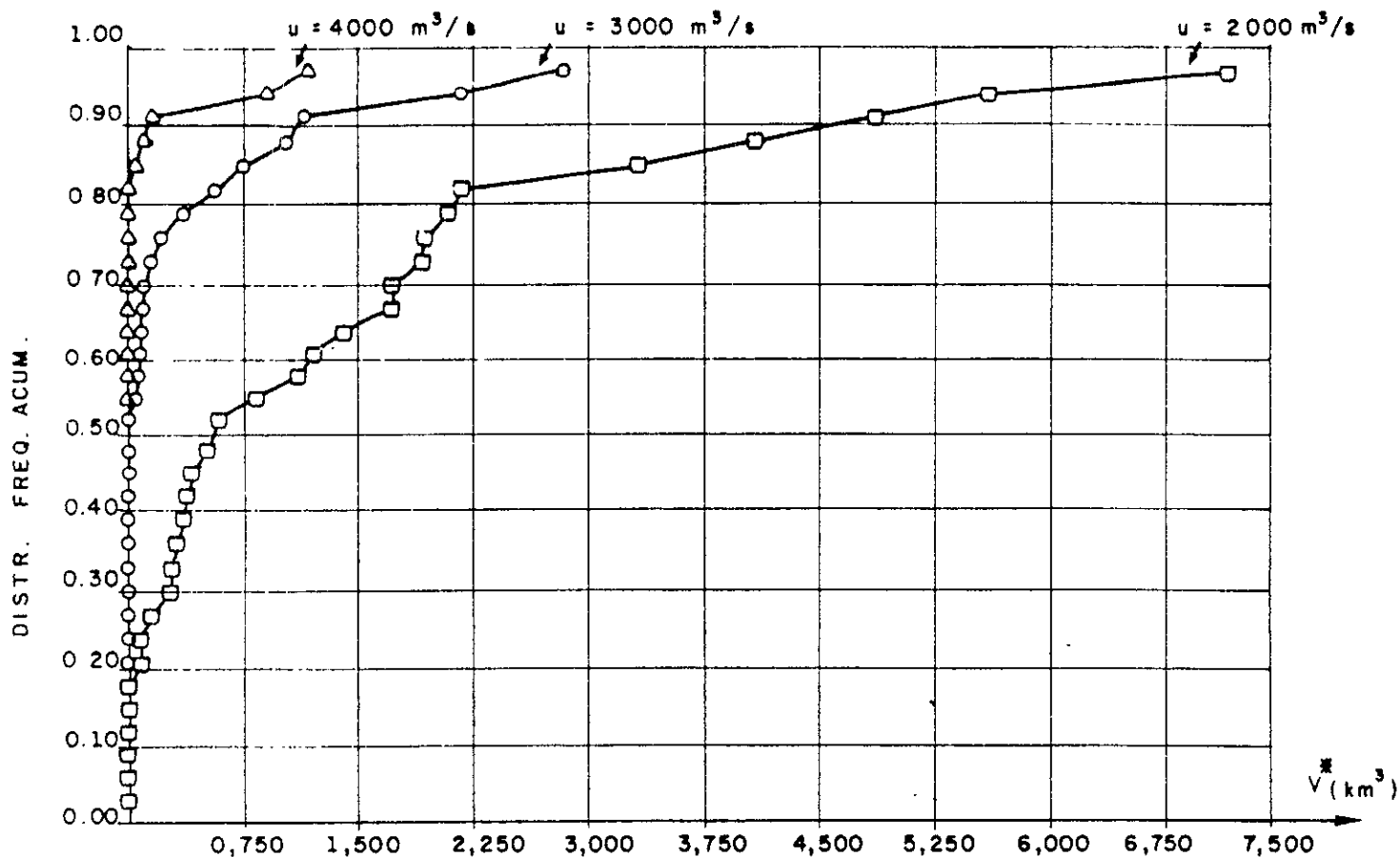


FIGURA 5 - DISTRIBUIÇÕES ACUMULADAS EMPÍRICAS DO VOLUME DE ESPERA PARA O RESERVATÓRIO DE FURNAS, NO RIO GRANDE, COM VAZÃO DE RESTRIÇÃO IGUAL A U

Convém observar que tanto o coeficiente amostral de variação como o de assimetria de V , dado que $V > 0$, crescem com u (tabela 5). Como estes coeficientes são respectivamente iguais a 1 e 2 para a distribuição exponencial, parece razoável concluir que as equações (7) e (8) devam ser utilizadas com cautela, mesmo nos casos em que n (número de anos da série histórica) seja suficientemente grande.

u (m^3/s)	$\hat{P}(v=0)$ (\hat{p})	$\hat{E}(v v>0)$ ($\hat{\lambda}$)	$\hat{C}V(v v>0)$ COEF. VARIAÇÃO	$\hat{C}A(v v>0)$ COEF. ASSIMETRIA	$v^*(km^3)$	
					$\alpha = 0.04$ ($\alpha^{-1} = 25$ anos)	$\alpha = 0.02$ ($\alpha^{-1} = 50$ anos)
2000	0,06	1,975	1,06	1,89	6,550	7,617
3000	0,42	0,862	1,28	2,84	2,682	3,279
4000	0,74	0,448	1,42	2,98	0,915	1,285

Tabela 1- Volume de Espera para o Reservatório de FURNAS utilizando Séries Sintéticas (Modelo DIANA) para produzir a Distribuição Empírica de $\{v(j), j=1, m\}$, $m=1000$.

6. CONCLUSÃO

Apresentou-se uma metodologia para cálculo de volume de espera com risco de falha pré-definido. A aplicação da metodologia ao Reservatório de Furnas resultou em volumes de espera variando entre 7,617 e 0,915 km³, dependendo da vazão de restrição e do tempo de recorrência e inundação pré-selecionados. Os resultados foram muito mais sensíveis a variações na vazão de restrição do que a variações no tempo de recorrência (Tabela 1).

7. REFERÊNCIAS

- |1| Alexander, G. N.; The Use of the Gamma Distribution in Estimating Regulated Output from Storages; Civil Engineering Transactions, The Institution of Engineers, CE 4(1): 29-34, Australia, 1962.
- |2| Beard, L.R.; Flood Control Operation of Reservoirs, Journal of the Hydraulics Division, ASCE, vol. 89, no. HY1, 1-23, 1963.
- |3| GCOI, Subcomitê de Estudos Energéticos, Determinação de Volumes de Espera para Controle de Cheias nos Reservatórios do rio Grande, SCEN-CECCA/02/77, ELETROBRÁS, 1977.
- |4| GCOI, Subcomitê de Estudos Energéticos; Determinação de Volumes de Espera para Controle de Cheias nos Reservatórios da Bacia do Rio Paraná, SCEN, GTEH 02/80, ELETROBRÁS, 1980.
- |5| Gomide, F.L.S.; Dimensionamento de Sistemas de Reservatórios; Curso de Engenharia Hidrológica, Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, ABRH, São Paulo, 1983.
- |6| Kelman, J.; Damazio, J. M.; Costa, J. P.; Pereira, M.V.F.; Oliveira, G.C.; Pinheiro, M.C.; Volumes de Amortecimento de Cheias, Relatório Técnico CEPEL nº 193, 1980.
- |7| Kelman, J.; Damazio, J. M.; Costa, J. P.; Geração de Séries Sintéticas de Vazões Diárias - Modelo DIANA, Revista Brasileira de Engenharia, Caderno de Recursos Hídricos, vol. 1, nº 2, 1983.
- |8| Kelman, J.; Cheias e Aproveitamentos Hidrelétricos, Tese submetida para Concurso de Professor Titular da UFRJ, 1983.
- |9| Rippl, W.; The Capacity of Storage Reservoirs for Water Supply, Proc. Instn. Civil Engrs., v.71, p.270-278, 1883.
- |10| Souza, D.J. Rondon; Hidrologia - Reservatório de Estiagem, Escola de Engenharia da UFRJ, 1977.
- |11| Waitt, F.W.F., Studies of Droughts in the Sydney Catchment Areas, Journal of the Institution of Engineers, Australia, 17 (4-5): 90-97, 1945.