

ANÁLISE DE MÉTODOS PARA GERAÇÃO SINTÉTICA DE VAZÕES EM RIOS INTERMITENTES

Alcigeimes Batista Celeste¹; Wilson Fadlo Curi² & Rosires Catão Curi³

RESUMO --- A geração estocástica de séries de vazões sintéticas deve preservar, da melhor forma possível, as propriedades estatísticas da série histórica tais como média, desvio padrão e correlações nos dados gerados. Em rios intermitentes, outra propriedade fundamental que deve ser mantida é a percentagem de vazões nulas existentes nos registros. Este artigo analisa a aplicabilidade de dois métodos de geração sintética para dados de vazões mensais em rios efêmeros: o modelo clássico de Thomas e Fiering e o Método dos Fragmentos. Os modelos são aplicados a um estudo de caso no semi-árido paraibano. Os resultados indicam que o Método dos Fragmentos reproduz as estatísticas históricas, particularmente a percentagem de zeros, de forma mais satisfatória do que o modelo Thomas-Fiering para os testes realizados.

ABSTRACT --- Stochastic streamflow generation models must preserve, to the greatest extent possible, the historical statistical properties such as mean, standard deviation and correlations in the synthetic data. In intermittent rivers, an additional key property to be maintained is the percentage of zero flows present in the records. This paper analyses the applicability of two methods to generate monthly synthetic flows in ephemeral streams: the classic model of Thomas and Fiering and the Method of Fragments. The models are applied to a case study in the semiarid area of the Paraíba State. The results indicate that the Method of Fragments better reproduces the historical statistics, particularly the percentage of zero flows, as compared to the Thomas-Fiering model for the test cases.

Palavras-chave: geração de vazões intermitentes, modelo Thomas-Fiering, Método dos Fragmentos.

1) Doutor, Pesquisador DCR CNPq/FAPESQ, Universidade Federal de Campina Grande, Área de Engenharia de Recursos Hídricos, Av. Aprígio Veloso 882, Bodocongó, Campina Grande, Paraíba. E-mail: geimes@yahoo.com

2) Doutor, Professor Adjunto, Universidade Federal de Campina Grande, Unidade Acadêmica de Física, Av. Aprígio Veloso 882, Bodocongó, Campina Grande, Paraíba. E-mail: wfcuri@df.ufcg.edu.br

3) Doutora, Professora Adjunta, Universidade Federal de Campina Grande, Área de Engenharia de Recursos Hídricos, Av. Aprígio Veloso 882, Bodocongó, Campina Grande, Paraíba. E-mail: rosires@dec.ufcg.edu.br

1 – INTRODUÇÃO

A geração sintética de séries de vazões, em particular vazões mensais, é comumente utilizada no planejamento e operação de sistemas de recursos hídricos a curto e longo prazo (Celeste 2004). Esse processo fornece seqüências hidrológicas alternativas que são realizações de vazões igualmente possíveis no futuro. A fim de obter resultados consistentes, as séries devem ser geradas de modo a reproduzir as propriedades estatísticas anuais e mensais dos dados de vazões históricas.

Existem duas formas principais para a geração de vazões sintéticas mensais: a modelagem direta baseada no método de Markov (modelos autoregressivos); e a modelagem de vazões anuais que são em seguida desagregadas em valores mensais (modelos de desagregação).

O modelo Thomas-Fiering (Thomas e Fiering 1962) é um exemplo clássico de modelo autoregressivo que tem sido aplicado com sucesso em regiões úmidas e temperadas (Celeste *et al.* 2004).

Em regiões áridas e semi-áridas, como o Nordeste brasileiro, as vazões mensais são intermitentes, i.e., a estrutura de descargas é uma seqüência de valores zeros e “não-zeros”. Tal processo é geralmente bastante variável com altos coeficientes de variação e de assimetria quando comparados às descargas mensais perenes de regiões úmidas ou temperadas. Assim, modelos desenvolvidos para regiões úmidas e temperadas não se adaptam facilmente às regiões áridas (Chebaane *et al.* 1995).

Srikanthan e McMahon (1980) testaram vários procedimentos para a geração de vazões mensais em rios efêmeros da Austrália e concluíram que o processo não paramétrico do Método dos Fragmentos (MF) introduzido por Svanidze (1980) foi o que obteve melhor desempenho na reprodução das estatísticas das séries históricas. Segundo Kjeldsen (2001), vários outros trabalhos (Takeuchi *et al.* 1998; Basson *et al.* 1994; Phien e Vithana 1983; Klemes *et al.* 1981) recomendaram o uso do MF para a geração sintética de vazões. No Brasil, o método foi explorado em trabalhos como os de Studart (2000), Freitas (1996), Araújo e Campos (1991) e Groszewicz *et al.* (1991).

Este artigo analisa e compara a aplicabilidade do modelo Thomas-Fiering e do Método dos Fragmentos na geração estocástica de vazões mensais para rios intermitentes localizados no Estado da Paraíba.

2 – MODELO THOMAS-FIERING

O modelo Thomas-Fiering (TF) pode ser visto como um modelo não-estacionário autoregressivo de primeira ordem (AR(1)). Modelos autoregressivos de primeira ordem são normalmente usados para descrever séries estacionárias como, por exemplo, séries anuais de

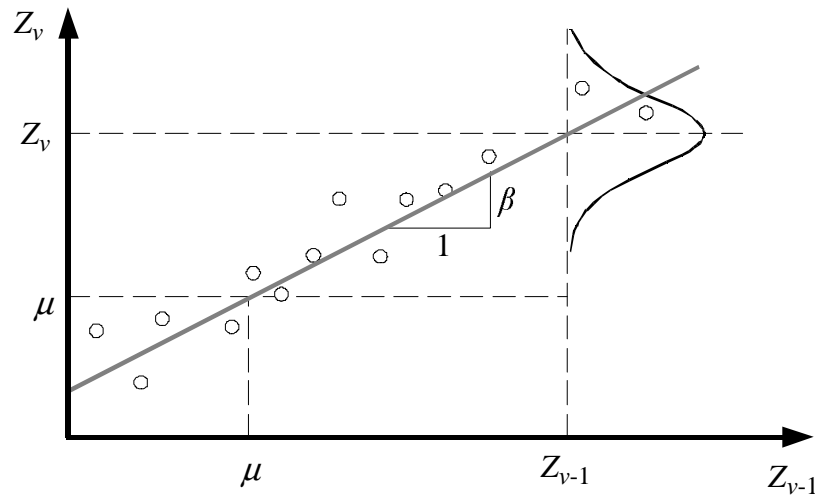


Figura 1 – Princípio do modelo autorregressivo de primeira ordem

vazões. Uma série é dita estacionária quando as leis probabilísticas que governam o processo não se alteram no tempo. Os modelos AR refletem adequadamente o fenômeno conhecido como *persistência*, ou dependência temporal, de acordo com o qual o escoamento no período atual é dependente da descarga no período anterior. O modelo AR de primeira ordem é dado pela seguinte expressão:

$$Z_v - \mu = \beta(Z_{v-1} - \mu) + \xi_v \quad (1)$$

onde Z_v representa o processo estocástico em questão (e.g., descarga anual); v é o índice de tempo (ano); μ é a média do processo; e ξ_v é um processo independente. O modelo AR de primeira ordem assume, dessa forma, que o valor da variável no período atual (Z_v) depende do seu valor no período anterior (Z_{v-1}). Essa dependência é medida pelo coeficiente de regressão linear β . ξ_v representa um valor randômico independente que reflete a variância dos dados em relação a reta de regressão (Figura 1).

Qualquer série hidrológica observada em intervalos menores que um ano terá uma estrutura não-estacionária devido ao componente cíclico com período de um ano resultante do ciclo astronômico. O modelo Thomas-Fiering foi desenvolvido para permitir implicitamente a não-estacionaridade de dados sazonais. A forma geral do modelo é a seguinte:

$$Z_{v,\tau} = \mu_\tau + \frac{\rho_\tau \sigma_\tau}{\sigma_{\tau-1}} (Z_{v,\tau-1} - \mu_{\tau-1}) + \xi_{v,\tau} \sigma_\tau \sqrt{1 - \rho_\tau^2} \quad (2)$$

em que $Z_{v,\tau}$ é a vazão sazonal no ano v e estação (mês, no caso deste trabalho) τ ; $\tau = 1, \dots, 12$ e $v = 1, \dots, n$ onde n é o número de anos de dados; μ_τ é a vazão média no mês τ ; ρ_τ é o coeficiente de correlação entre as vazões dos meses τ e $\tau-1$; σ_τ é o desvio padrão das vazões do mês τ ; e $\xi_{v,\tau}$ é uma variável aleatória independente com média zero e variância unitária. Vazões cujos dados

seguem uma distribuição assimétrica podem ser aproximadas com um ruído ($\xi_{v,\tau}$) de uma distribuição assimétrica semelhante.

2 – MÉTODO DOS FRAGMENTOS

O Método dos Fragmentos é um modelo de desagregação, ou seja, a vazão anual é gerada inicialmente e depois desagregada em vazões mensais segundo uma forma padronizada.

As vazões mensais observadas são padronizadas ano a ano de modo que a soma das vazões mensais em um ano seja igual à unidade. Isso é feito por meio da divisão das vazões mensais em um ano pela vazão anual correspondente:

$$f_{v,\tau} = \frac{Z_{v,\tau}}{\sum_{\tau=1}^{12} Z_{v,\tau}} \quad (3)$$

onde $Z_{v,\tau}$ é a vazão mensal histórica no mês τ do ano v e $f_{v,\tau}$ é o fragmento correspondente. Dessa forma, uma série histórica de n anos fornece n fragmentos de doze meses.

Vazões anuais obtidas de um modelo anual podem então ser desagregadas selecionando-se um dos fragmentos. Svanidze (1980) propôs inicialmente que essa seleção fosse aleatória. Este trabalho emprega, entretanto, o procedimento indicado por Srikanthan e McMahon (1980). Neste procedimento, a série anual histórica é classificada em ordem crescente de seus valores de modo a formar n classes. A primeira classe tem limite inferior igual a zero e a última classe (classe n) não tem limite superior (i.e., limite infinito). Os limites das classes intermediárias são obtidos pela média de duas vazões anuais sucessivas da série ordenada. Por exemplo, o limite superior da primeira classe é a média entre a primeira e a segunda vazão ordenada. Este valor será também o limite inferior da segunda classe que terá, por sua vez, limite superior igual à média entre a segunda e terceira vazões ordenadas.

Para cada valor de vazão anual gerado por um método anual apropriado, encontra-se a classe correspondente e geram-se as vazões mensais pela multiplicação dos fragmentos daquela classe pelo valor anual sintético. Seja $Z_v^{k,(sint)}$ a vazão anual do ano v correspondente à classe k gerada por um método anual. A vazão mensal sintética para o mês τ do ano v , $Z_{v,\tau}^{k,(sint)}$, será então calculada pela multiplicação do valor anual pelo fragmento de desagregação no mês τ associado à classe k , f_v^k :

$$Z_{v,\tau}^{(sint)} = Z_v^{k,(sint)} f_{\tau}^k \quad (4)$$

A geração de vazões anuais pode ser feita por qualquer método clássico da literatura. Contudo, segundo Campos (1996), as vazões anuais de rios intermitentes do Nordeste brasileiro são em geral serialmente independentes e podem ser, portanto, geradas a partir de números aleatórios

seguinte uma função de densidade de probabilidade do tipo Gamma ou Log-Normal. Neste trabalho, utilizou-se a distribuição Gamma:

$$f(x|a,b) = \frac{1}{b^a \Gamma(a)} x^{a-1} e^{-\frac{x}{b}} \quad (5)$$

na qual $\Gamma(a)$ é a função Gamma e a e b são os parâmetros da distribuição.

3 – ESTUDO DE CASO

Para a aplicação dos modelos TF e MF, foram escolhidos dados históricos de vazões mensais de três postos fluviométricos localizados na bacia do Rio Piancó, uma das sub-bacias do Rio Piranhas, no extremo sudoeste sertanejo do Estado da Paraíba. Os postos Piancó, Emas e Aguiar coletam dados das vazões dos rios de mesmo nome. Esses rios são os grandes tributários do sistema Coremas-Mãe d'Água, maior reserva hídrica do Estado com 1.358,7 hm³ de capacidade.

As vazões afluentes registradas nos postos Piancó e Emas foram obtidas do banco de dados observados do HidroWeb – Sistema de Informações Hidrológicas da Agência Nacional de Águas (ANA). O posto Piancó contém uma série de dados mensais de 39 anos (janeiro/1963 até dezembro/2001) enquanto que o posto Emas possui duas séries: a primeira de novembro/1963 até dezembro/1972 e a segunda de maio/1984 até dezembro/2001.

Os dados do posto Aguiar foram retirados do trabalho de Câmara (2000). Estes dados pertencem a uma série de 35 anos (janeiro/1950 até dezembro/1984) gerada pelo modelo de chuva-vazão MODHAC (Lanna e Schwarzbach 1989). Além disso, o período de dados não registrados na série do posto Emas (janeiro até outubro de 1963 e janeiro/1973 até abril/1984) foi preenchido com dados gerados pelo MODHAC para este posto e também disponibilizados no trabalho de Câmara (2000).

Foi construída uma série única de vazões pela soma das séries fluviométricas dos postos Piancó, Emas e Aguiar durante o período no qual todos os postos apresentavam observações, ou seja, de janeiro de 1963 até dezembro de 1984. A Tabela 1 apresenta as principais propriedades estatísticas mensais e anuais da série utilizada. As figuras 2 e 3 mostram, respectivamente, o desenho esquemático e o histograma dos dados de vazões mensais históricas.

4 – APLICAÇÃO E RESULTADOS

4.1 – Aplicação do modelo Thomas-Fiering

A variável aleatória independente $\xi_{v,\tau}$ do modelo Thomas-Fiering (2) tem média zero e variância unitária apenas se a distribuição das vazões mensais for normal. Analisando-se o histograma dos dados de vazões históricas (Figura 3) e o gráfico normal de probabilidades (Figura

Tabela 1 – Características dos dados de vazões históricas (m³/s)

	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Assimetria	Kurtosis	Quartil Inferior	Mediana	Quartil Superior	% Zeros
Jan	3,70	6,33	1,71	2,22	7,05	0,20	0,65	3,22	4,55
Fev	16,56	26,29	1,59	2,91	11,02	2,53	8,97	12,70	0,00
Mar	55,35	57,78	1,04	1,64	5,65	15,27	32,76	85,70	0,00
Abr	66,39	70,51	1,06	1,29	3,91	12,82	49,22	112,77	0,00
Mai	23,87	31,01	1,30	1,97	6,40	2,94	12,76	30,84	0,00
Jun	4,03	4,01	1,00	0,72	2,07	0,54	2,53	8,40	13,64
Jul	1,26	2,32	1,84	3,14	13,13	0,04	0,30	1,45	22,73
Ago	0,25	0,62	2,50	3,61	15,58	0,00	0,00	0,20	54,55
Set	0,13	0,49	3,83	4,02	17,89	0,00	0,00	0,00	81,82
Out	0,02	0,09	3,84	4,26	19,42	0,00	0,00	0,00	81,82
Nov	0,06	0,21	3,30	3,96	17,56	0,00	0,00	0,02	68,18
Dez	0,71	1,89	2,67	2,83	9,34	0,00	0,01	0,20	50,00
Anual	172,33	162,09	0,94	1,79	6,37	49,26	140,65	236,61	
Assimetria da série mensal total: 3,92									
Kurtosis da série mensal total: 20,85									

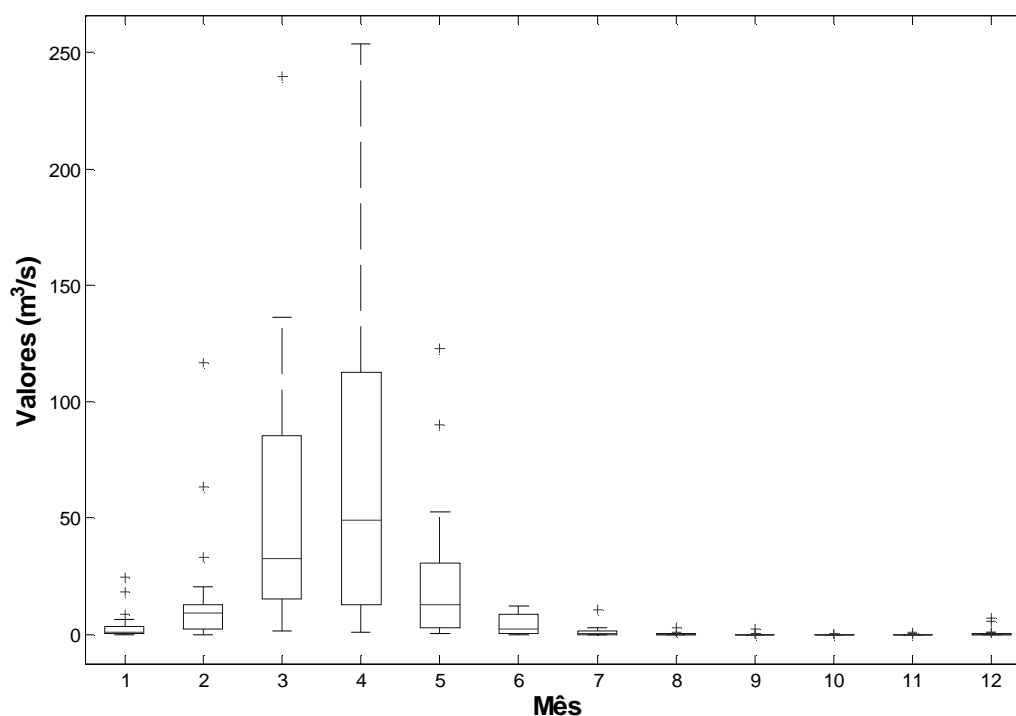


Figura 2 – Desenho esquemático dos dados de vazões mensais históricas

4) verificou-se que os mesmos seguem uma distribuição assimétrica. Quando os valores de vazões seguem uma distribuição de probabilidades com alguma assimetria, certas modificações precisam ser feitas no componente aleatório $\xi_{v,\tau}$ para que a assimetria verificada na amostra seja preservada nos valores sintéticos a serem gerados.

Para se determinar a função de distribuição que poderia representar melhor esses dados, a função de probabilidade acumulada (CDF) da amostra foi comparada com as das distribuições Log-

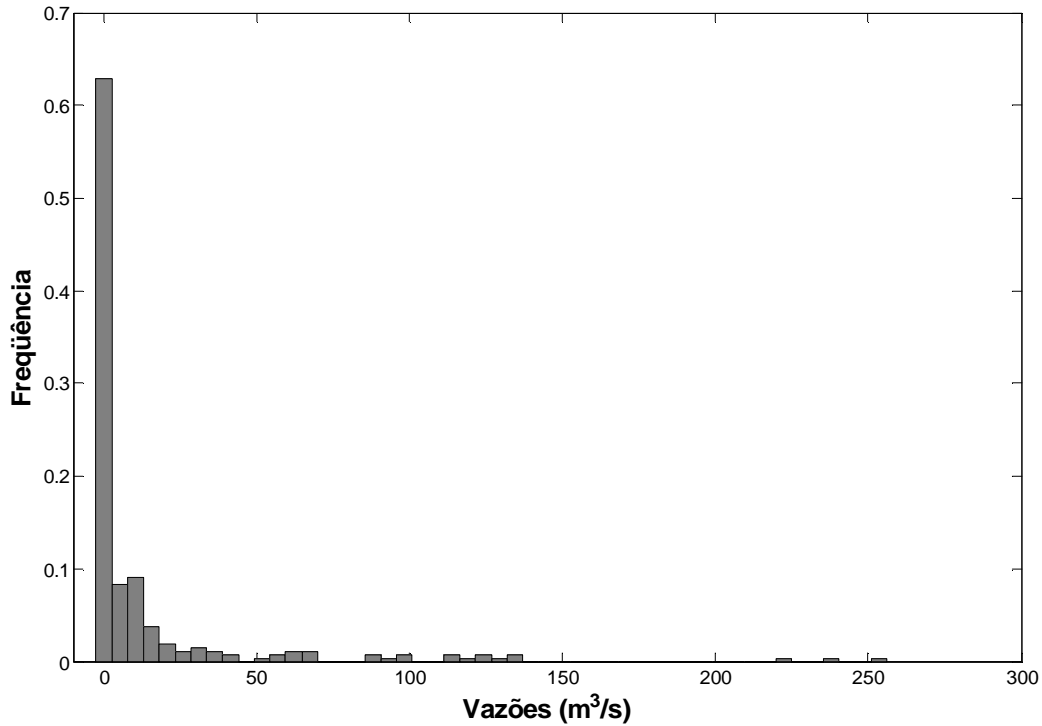


Figura 3 – Histograma dos dados de vazões mensais históricas

Normal e Gamma, como mostrado nas figuras 5 e 6, respectivamente. Como a distribuição Gamma forneceu valores mais próximos, optou-se por esta distribuição para o componente aleatório $\xi_{v,\tau}$.

Quando as descargas seguem a distribuição Gamma, $\xi_{v,\tau}$ deve ser substituído por $\tilde{\xi}_{v,\tau}$ dado abaixo:

$$\zeta_{v,\tau} = \frac{2}{\hat{g}_\tau} \left[1 + \frac{\hat{g}_\tau \xi_{v,\tau}}{6} - \frac{\hat{g}_\tau^2}{36} \right]^3 - \frac{2}{\hat{g}_\tau} \quad (6)$$

onde $\xi_{v,\tau}$ é uma $N(0,1)$, como usual, e \hat{g}_τ é chamado de coeficiente de assimetria modificado dado por

$$\hat{g}_\tau = \frac{g_\tau - \rho_\tau^3 g_{\tau-1}}{(1 - \rho_\tau^2)^{1.5}} \quad (7)$$

em que g_τ é o coeficiente de assimetria dos dados de vazões observados.

A Tabela 2 mostra os parâmetros do modelo Thomas-Fiering calculados com o uso dos dados históricos de vazão.

A fim de validar o modelo, 10.000 anos de vazões sintéticas foram geradas com os dados da Tabela 2. A Tabela 3 mostra as estatísticas principais da série sintética obtida e a Figura 7 ilustra o desenho esquemático dos seus dados. É necessário notar que para alguns meses os coeficientes de variação, assimetria e kurtosis da série não são definidos pois as médias nesses meses foram iguais a zero. A Figura 8 mostra os gráficos de comparação mensal entre média, desvio padrão e

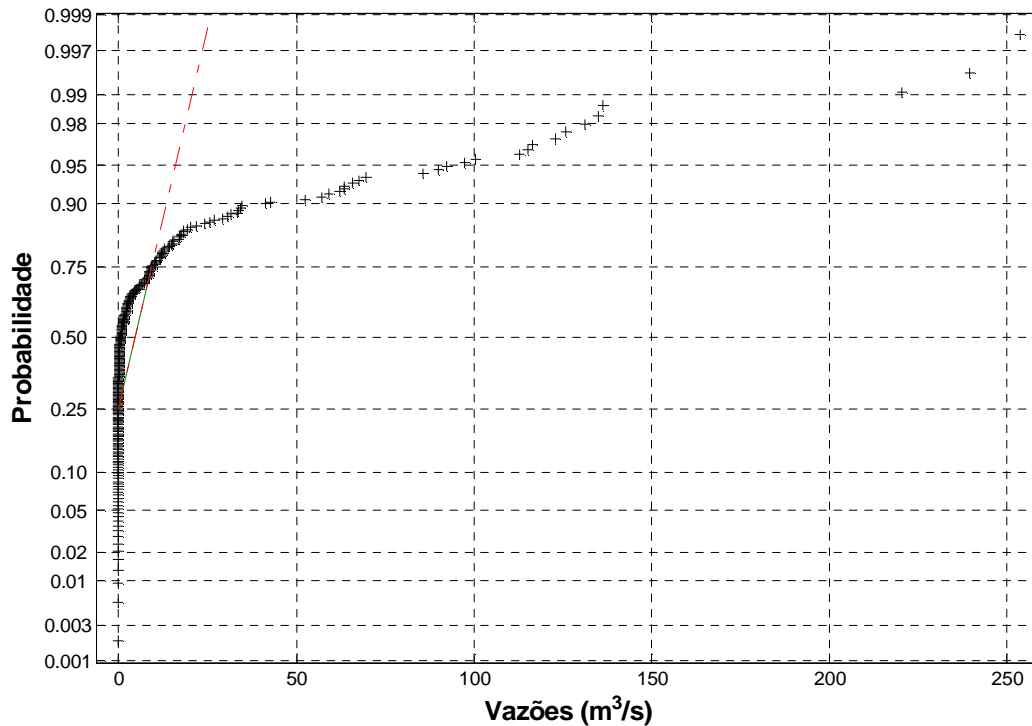


Figura 4 – Gráfico normal de probabilidades dos dados de vazões mensais históricas

percentagem de zeros das séries histórica e sintética. O histograma da série sintética é mostrado na Figura 9.

Pode-se notar que, embora o desvio padrão tenha tido ótima correspondência, o mesmo não pode ser dito para a média e, particularmente, a percentagem de zeros, o que é inadequado para o semi-árido já que esta é uma estatística que precisa ser incorporada apropriadamente nos dados sintéticos. Além disso, a série anual gerada a partir dos dados mensais encontrados pelo TF também não possui estatísticas muito próximas daquelas da série histórica anual (ver tabelas 1 e 3).

4.2 – Aplicação do Método dos Fragmentos

Os fragmentos gerados da série histórica são mostrados na Tabela 4. Como mencionado anteriormente, a geração de vazões anuais foi realizada a partir de números aleatórios seguindo uma função de densidade de probabilidade do tipo Gamma. Isso é baseado no princípio de que as vazões anuais de rios intermitentes são processos independentes. Essa afirmativa é confirmada pela análise de independência da série anual de vazões históricas, mostrada na Figura 10. A figura compara o correlograma da amostra com os limites de tolerância para processos independentes (para um nível de tolerância de 5%) dado por (Reddy 1987):

$$\rho_{\ell}(5\%) = \frac{-1 \pm 1,645\sqrt{n-\ell-1}}{n-\ell} \quad (8)$$

em que ρ_{ℓ} é o coeficiente de autocorrelação de lag ℓ e n é o tamanho da amostra.

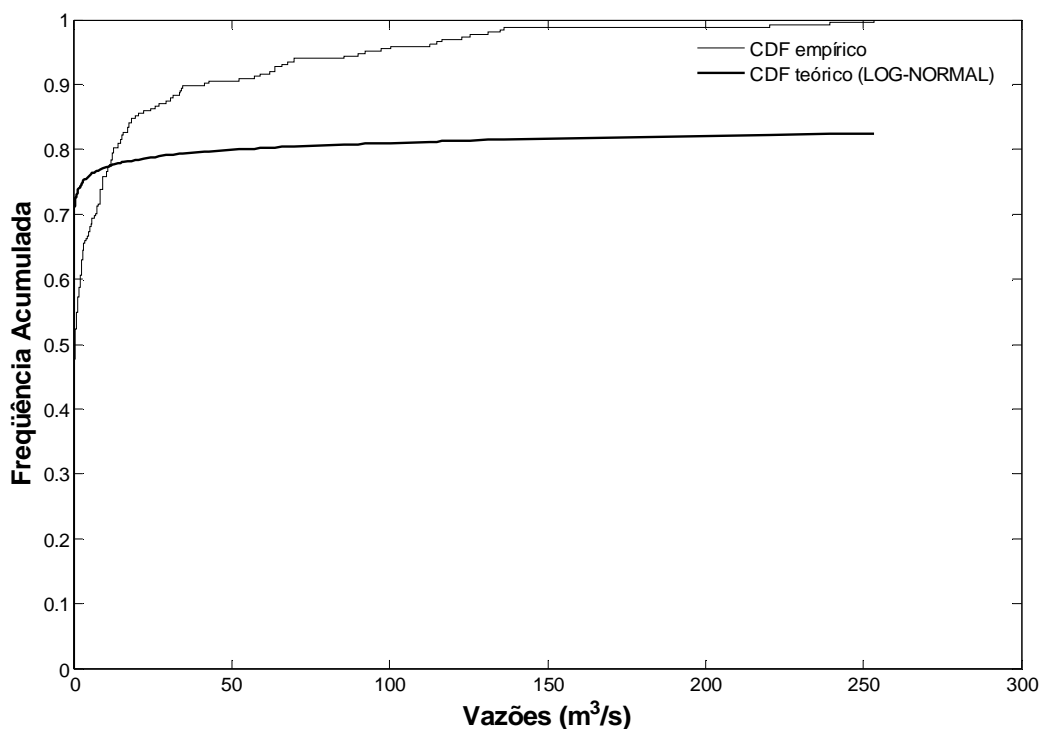


Figura 5 – Função de probabilidade acumulada (CDF) da amostra comparada com a da distribuição Log-Normal

O correlograma da amostra representa os coeficientes de autocorrelação para vários *lags*. É geralmente sugerido (Reddy 1987) que o número máximo de *lags* para os quais os coeficientes devem ser calculados seja igual a 1/4 do tamanho da amostra (neste caso $22/4 \approx 5$). Por definição dos limites de tolerância, se pelo menos 95% dos coeficientes estão dentro destes limites, a série é considerada independente. Portanto, como todos os coeficientes calculados estão dentro dos limites definidos pela Equação (8), a hipótese de que a série é um processo independente é aceita.

Novamente, uma série sintética anual de 10.000 anos foi gerada e os seus valores foram fragmentados em vazões mensais por meio da metodologia descrita na seção 2. A Tabela 5 mostra as estatísticas principais da série sintética obtida e a Figura 11 ilustra o desenho esquemático dos seus dados. A Figura 12 mostra os gráficos de comparação mensal entre média, desvio padrão e percentagem de zeros das séries histórica e sintética. O histograma da série sintética é mostrado na Figura 13.

Os resultados mostram que, no geral, as estatísticas da série sintética mensal gerada pelo MF foram bem mais próximas das correspondentes históricas do que as da série gerada pelo modelo TF. Além disso, a série anual gerada pela distribuição Gamma também possui estatísticas bastante próximas daquelas da série histórica anual (ver tabelas 1 e 5). Especificamente, pode-se notar que a percentagem de vazões nulas da série histórica mensal foi bem incorporada pelo Método dos Fragmentos, o que significa que este modelo se adapta bem aos dados de vazões intermitentes.

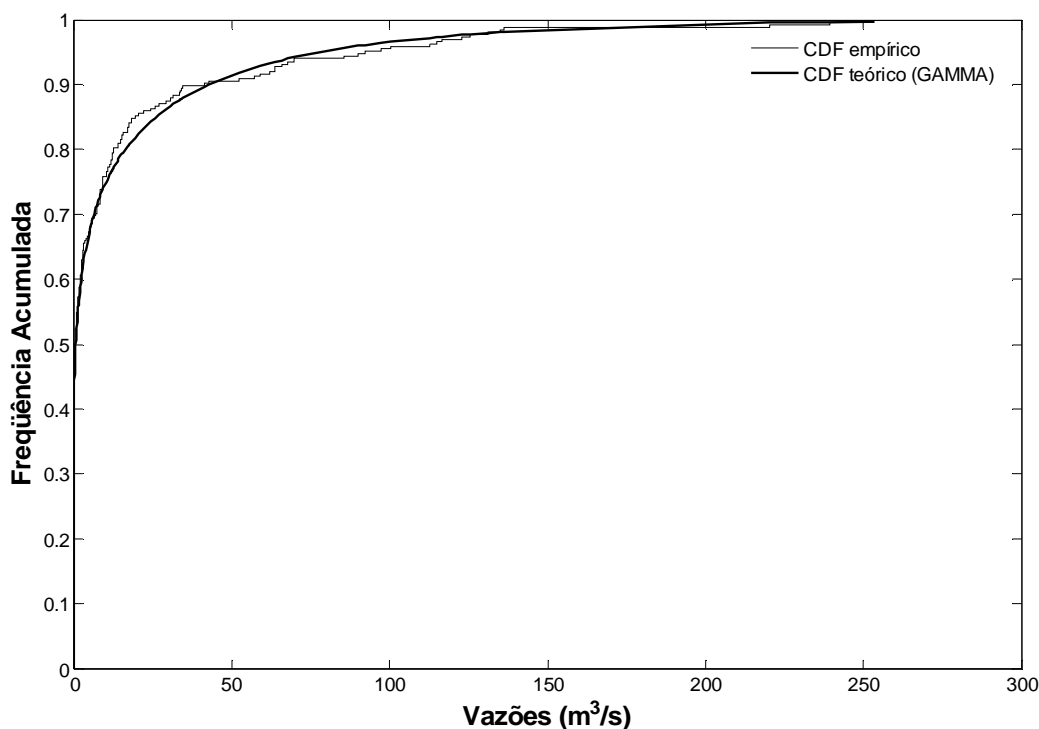


Figura 6 – Função de probabilidade acumulada (CDF) da amostra comparada com a da distribuição Gamma

5 – CONCLUSÕES

Este artigo avaliou a aplicação do modelo Thomas-Fiering e do Método dos Fragmentos para a geração de vazões mensais intermitentes de rios na Paraíba. A partir de uma série histórica de 22 anos de dados foram geradas séries sintéticas mensais de 10.000 anos. O modelo TF não conseguiu preservar de forma adequada os dados de vazões médias das séries mensais bem como a percentagem de vazões nulas. Em compensação, o MF manteve satisfatoriamente as principais estatísticas históricas nos dados gerados, em especial a percentagem de zeros das vazões intermitentes, propriedade importante em dados de rios de regiões semi-áridas que deve ser preservada pelos modelos de geração estocástica.

AGRADECIMENTOS

O primeiro autor agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq e à Fundação de Apoio à Pesquisa do Estado da Paraíba – FAPESQ, pelo apoio material e financeiro a esta pesquisa.

Tabela 2 – Parâmetros calculados para o modelo Thomas-Fiering (vazão em m³/s)

	μ	σ	ρ	\hat{g}_τ
Jan	3,7005	6,3300	-0,1486	2,3015
Fev	16,5572	26,2941	0,6560	5,3079
Mar	55,3525	57,7848	0,7040	1,7394
Abr	66,3859	70,5130	0,5781	1,7937
Mai	23,8708	31,0132	0,6881	4,0455
Jun	4,0251	4,0137	0,7216	-0,0628
Jul	1,2646	2,3248	0,6378	6,4740
Ago	0,2495	0,6226	0,9687	49,2383
Set	0,1291	0,4945	0,1348	4,1268
Out	0,0229	0,0880	0,9615	32,7576
Nov	0,0630	0,2083	0,9555	9,5088
Dez	0,7079	1,8926	0,0060	2,8287

Tabela 3 – Características dos dados de vazões sintéticas (m³/s) obtidos pelo modelo TF

	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Assimetria	Kurtosis	Quartil Inferior	Mediana	Quartil Superior	% Zeros
Jan	8,36	6,64	0,79	2,25	11,38	4,03	6,56	10,69	0,87
Fev	26,69	26,58	1,00	3,07	21,34	10,49	19,72	34,50	6,15
Mar	70,89	58,31	0,82	1,67	8,18	29,66	58,03	97,53	4,96
Abr	80,14	71,26	0,89	1,47	6,64	26,68	64,30	115,21	9,61
Mai	27,53	29,36	1,07	2,04	10,14	5,58	19,65	40,02	15,78
Jun	4,49	3,67	0,82	1,08	5,18	1,61	3,98	6,64	12,76
Jul	1,21	1,87	1,55	4,12	36,15	0,00	0,56	1,77	36,98
Ago	0,00	0,00	–	–	–	0,00	0,00	0,00	100,00
Set	0,00	0,00	–	–	–	0,00	0,00	0,00	100,00
Out	0,00	0,00	–	–	–	0,00	0,00	0,00	100,00
Nov	0,00	0,00	–	–	–	0,00	0,00	0,00	100,00
Dez	0,03	0,40	13,73	20,61	569,79	0,00	0,00	0,00	98,86
Anual	219,34	158,73	0,72	1,50	7,39	103,94	188,89	297,70	
Assimetria da série mensal total: 3,72									
Kurtosis da série mensal total: 22,53									

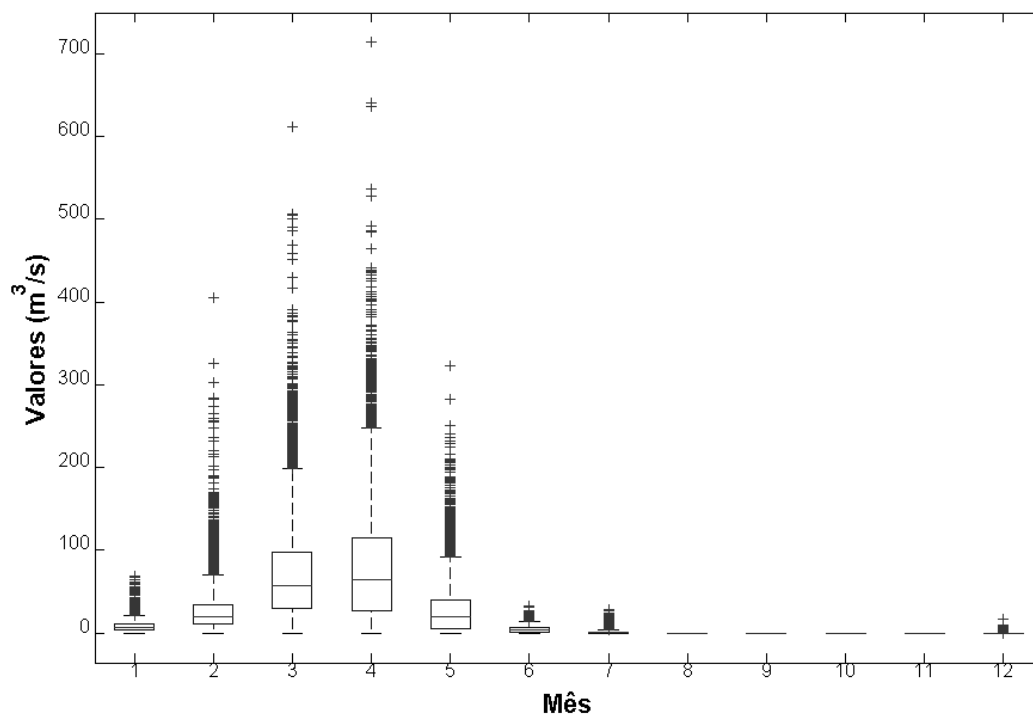


Figura 7 – Desenho esquemático dos dados de vazões mensais sintéticas obtidos pelo modelo TF

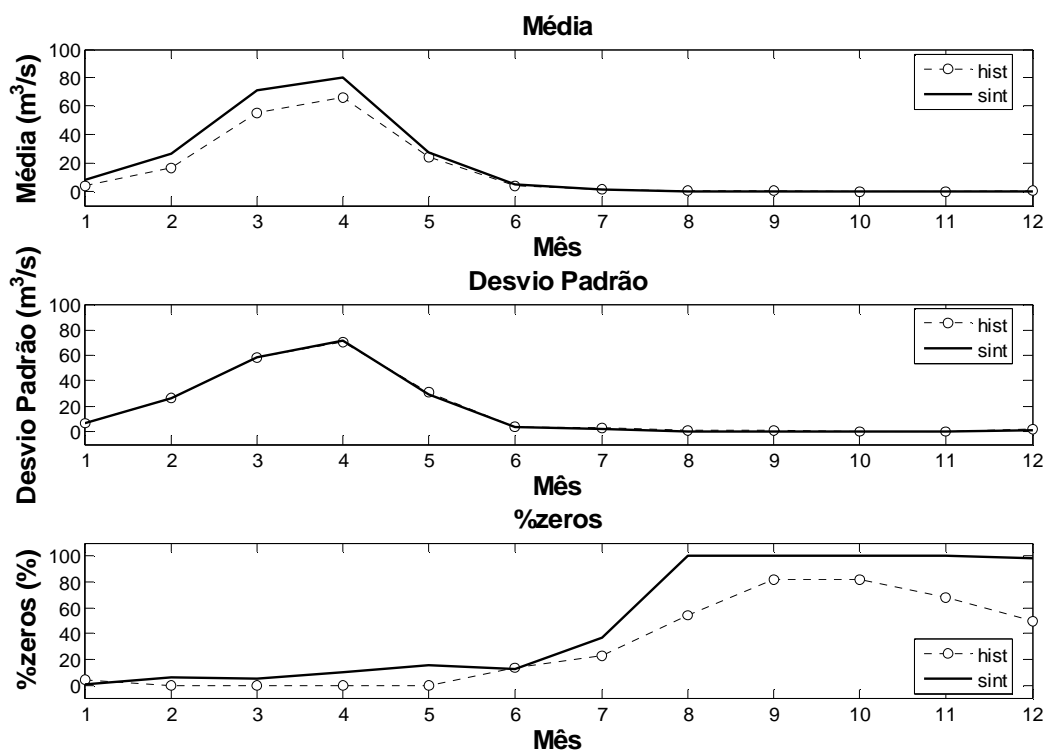


Figura 8 – Comparação mensal entre média, desvio padrão e percentagem de zeros das séries histórica e sintética gerada pelo modelo TF

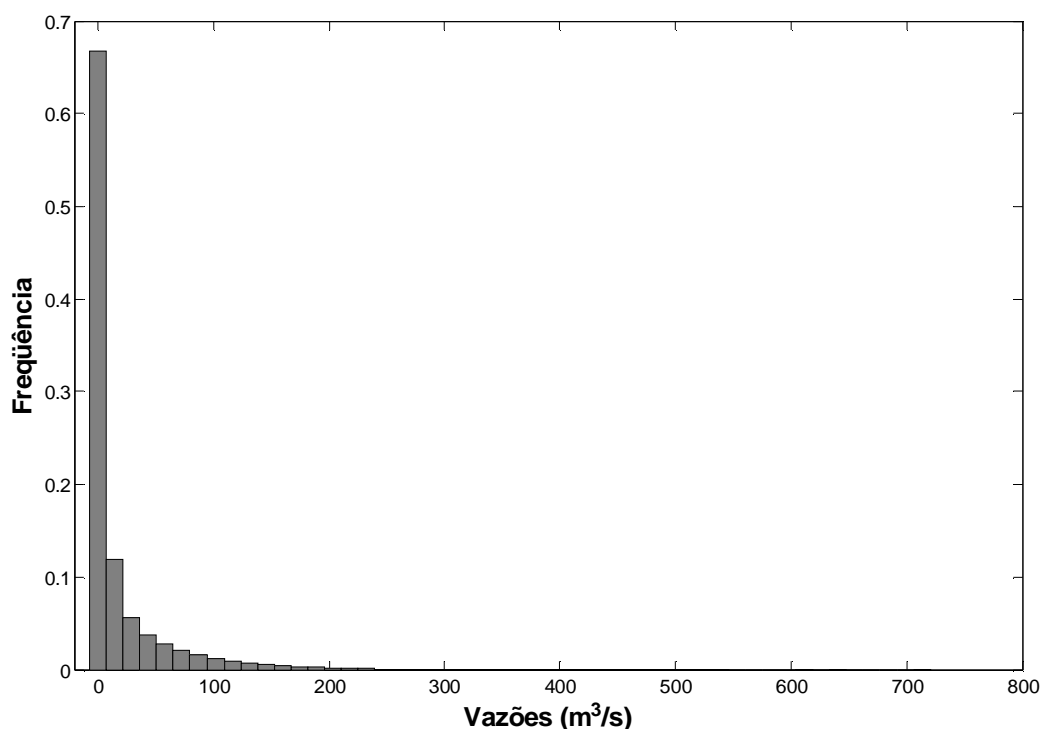


Figura 9 – Histograma dos dados de vazões mensais sintéticas gerados pelo modelo TF

Tabela 4 – Fragmentos gerados a partir da série histórica

	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1963	0,0074	0,0340	0,3464	0,2909	0,1339	0,0220	0,0017	0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	0,1631
1964	0,0758	0,0360	0,3553	0,4674	0,0478	0,0138	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0034
1965	0,0222	0,0134	0,2342	0,5896	0,1219	0,0179	0,0009	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1966	0,0000	0,4120	0,2350	0,1836	0,0774	0,0571	0,0109	0,0000	0,0000	0,0000	0,0034	0,0204
1967	0,0009	0,0201	0,2168	0,4764	0,2658	0,0181	0,0018	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1968	0,0134	0,0218	0,7147	0,0791	0,1348	0,0274	0,0076	0,0011	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1969	0,0055	0,2275	0,1943	0,3239	0,1509	0,0565	0,0306	0,0107	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1970	0,1714	0,0150	0,6878	0,0925	0,0329	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0000
1971	0,0202	0,1999	0,2073	0,4248	0,0970	0,0384	0,0101	0,0023	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1972	0,0063	0,1422	0,3148	0,3462	0,1312	0,0297	0,0260	0,0015	0,0001	0,0006	0,0002	0,0012
1973	0,0445	0,0531	0,0890	0,5964	0,1519	0,0479	0,0123	0,0035	0,0000	0,0002	0,0000	0,0012
1974	0,0346	0,1665	0,3419	0,3618	0,0749	0,0153	0,0042	0,0004	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000
1975	0,0010	0,0358	0,4861	0,2209	0,1660	0,0360	0,0410	0,0111	0,0021	0,0000	0,0000	0,0000
1976	0,0004	0,2397	0,2926	0,3487	0,0307	0,0111	0,0000	0,0000	0,0465	0,0084	0,0197	0,0021
1977	0,0089	0,0366	0,1337	0,3903	0,3808	0,0398	0,0089	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0006
1978	0,0205	0,1334	0,3762	0,1684	0,2392	0,0534	0,0078	0,0010	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1979	0,0047	0,1071	0,3656	0,3267	0,1798	0,0155	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1980	0,0007	0,2358	0,6873	0,0322	0,0025	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0009	0,0404
1981	0,0010	0,0909	0,4558	0,4241	0,0211	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0070
1982	0,0112	0,0023	0,1627	0,4408	0,3063	0,0662	0,0017	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0087
1983	0,0425	0,2396	0,1628	0,5458	0,0094	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
1984	0,0005	0,0148	0,1023	0,7686	0,0899	0,0211	0,0029	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

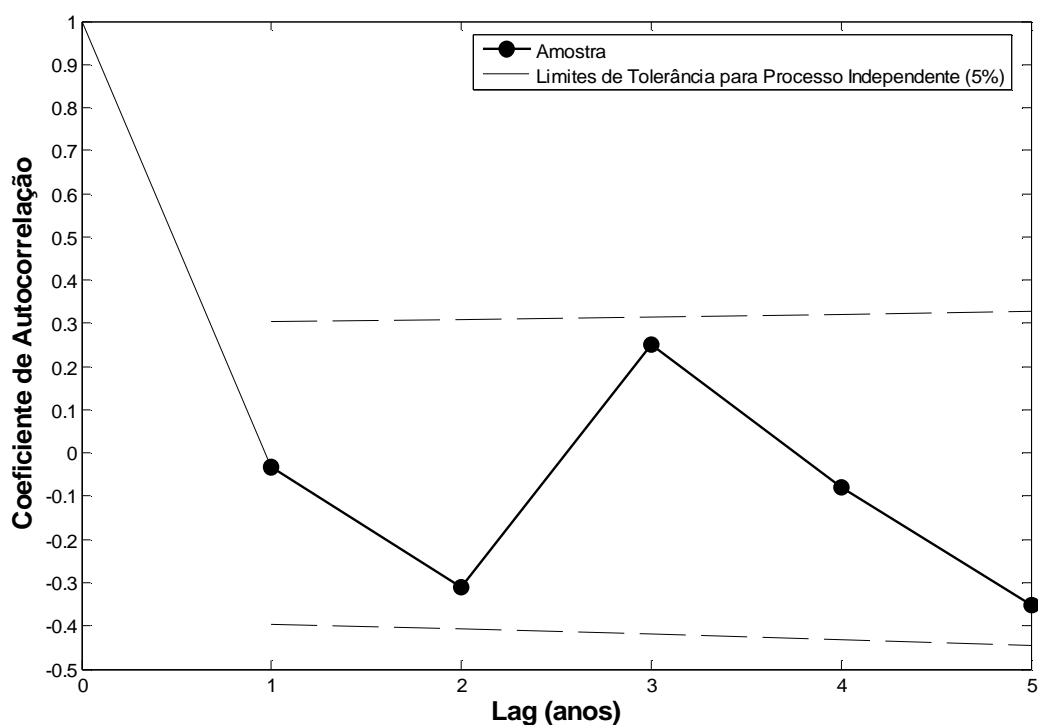


Figura 10 – Correlograma da amostra e limites de tolerância

Tabela 5 – Características dos dados de vazões sintéticas (m^3/s) obtidos pelo MF

	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Assimetria	Kurtosis	Quartil Inferior	Mediana	Quartil Superior	% Zeros
Jan	2,90	4,88	1,68	3,21	16,08	0,21	0,45	2,97	4,53
Fev	16,69	24,41	1,46	2,85	12,73	2,61	9,09	13,22	0,00
Mar	48,40	50,92	1,05	1,99	9,12	14,12	28,28	73,78	0,00
Abr	71,36	69,92	0,98	1,23	4,28	14,24	55,74	122,23	0,00
Mai	26,02	33,22	1,28	2,01	6,48	5,04	14,33	31,67	0,00
Jun	4,60	4,32	0,94	0,68	2,15	1,00	2,27	9,06	12,68
Jul	1,49	2,51	1,68	2,89	11,23	0,05	0,71	1,95	18,04
Ago	0,31	0,68	2,19	3,17	12,52	0,00	0,05	0,27	47,70
Set	0,05	0,25	4,75	6,79	55,68	0,00	0,00	0,00	83,19
Out	0,01	0,04	5,05	8,80	84,53	0,00	0,00	0,00	87,27
Nov	0,02	0,10	4,30	7,54	66,37	0,00	0,00	0,00	76,06
Dez	0,54	1,62	3,02	3,36	12,62	0,00	0,00	0,17	53,62
Anual	172,40	153,54	0,89	1,76	7,63	60,78	129,24	237,43	
Assimetria da série mensal total: 3,98									
Kurtosis da série mensal total: 22,80									

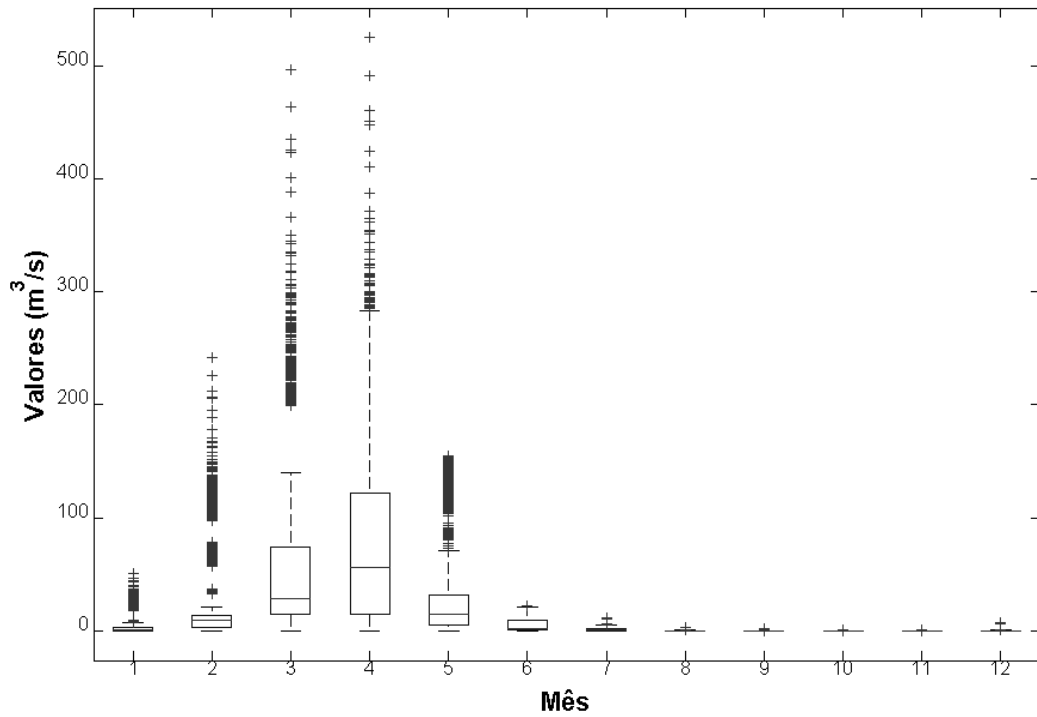


Figura 11 – Desenho esquemático dos dados de vazões mensais sintéticas obtidos pelo MF

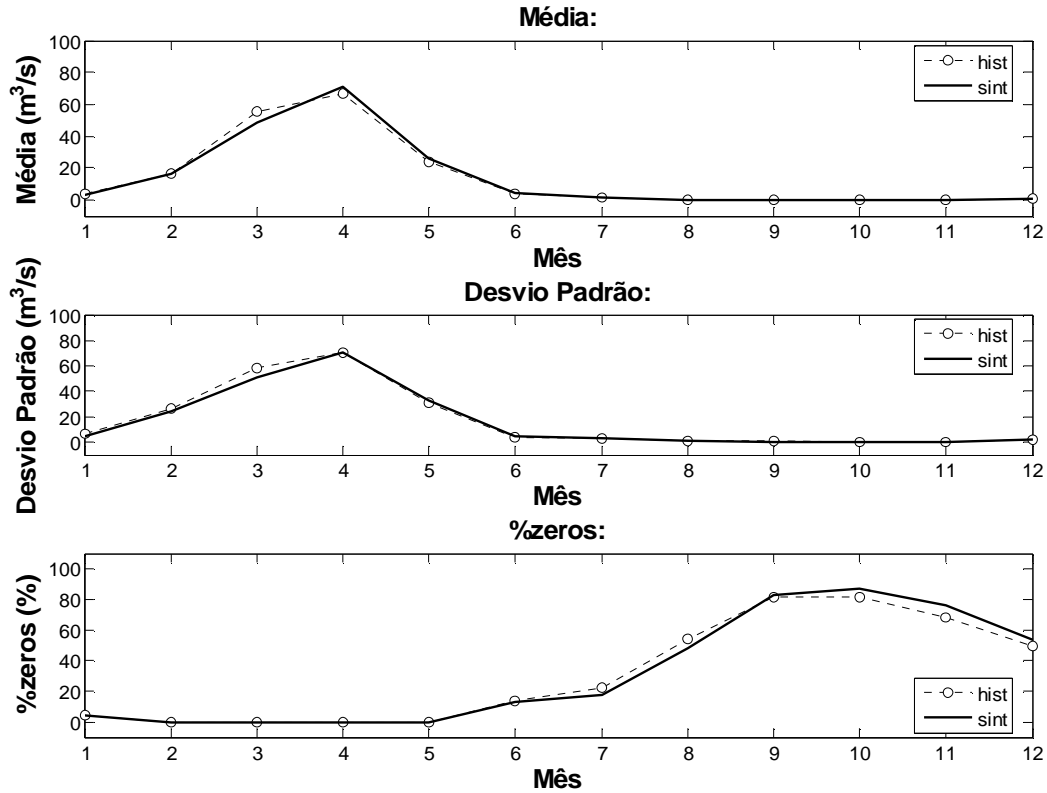


Figura 12 – Comparação mensal entre média, desvio padrão e percentagem de zeros das séries histórica e sintética gerada pelo modelo TF

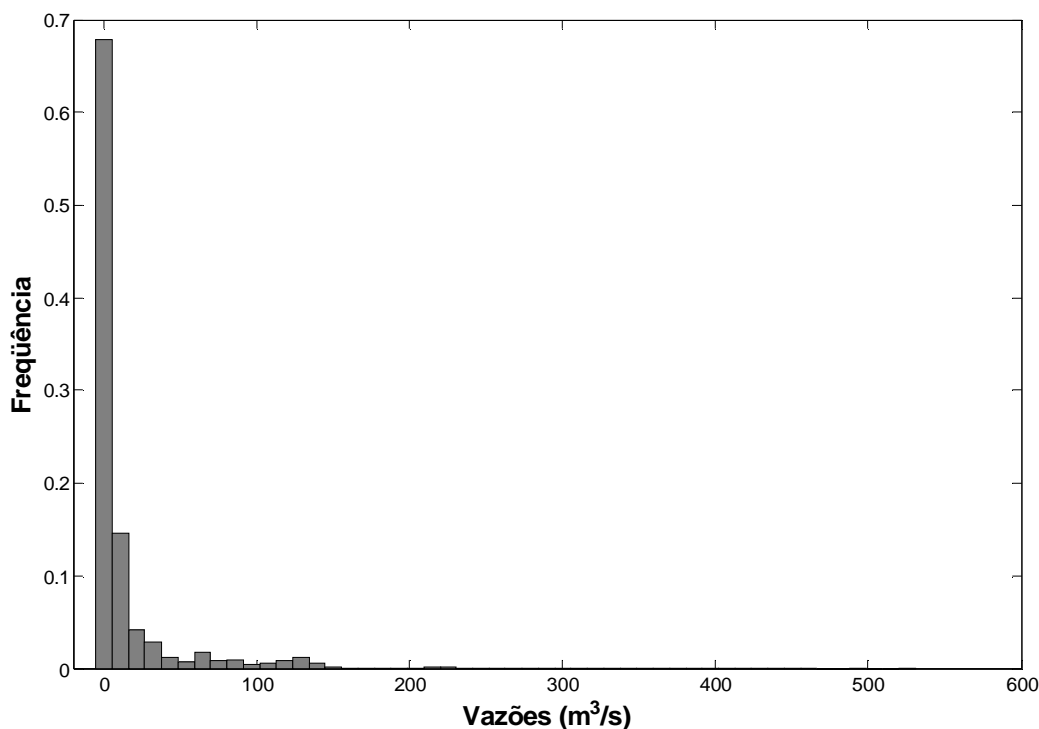


Figura 13 – Histograma dos dados de vazões mensais sintéticas gerados pelo MF

BIBLIOGRAFIA

- ARAÚJO, J. K.; CAMPOS, J. N. B. (1991). “*Utilização do método dos fragmentos no estudo da disponibilidade hídrica de açudes no semi-árido*” in Anais do IX Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos, Rio de Janeiro, Vol. 1., pp. 467-474.
- BASSON, M. S.; ALLEN, R. B.; PEGRAM, G. G. S.; VAN ROOYEN, J. A. (1994). *Probabilistic Management of Water Resources and Hydropower Systems*. Water Resources Publications, Colorado.
- CÂMARA, E. P. (2000). *Otimização da água do reservatório Coremas/Mãe d’Água para múltiplos usos*. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande.
- CAMPOS, J. N. B. (1996). *Dimensionamento de Reservatórios: O Método do Diagrama Triangular de Regularização*. Edições UFC, Fortaleza.
- CELESTE, A. B. (2004). *Stochastic Optimization for Integrating Long- and Short-Term Reservoir Operation Models*. Tese de Doutorado, Ehime University, Graduate School of Science and Engineering, Matsuyama, Ehime, Japão, 215 pp.

- CELESTE, A. B.; SUZUKI, K.; KADOTA, A.; FARIAS, C. A. S. (2004). “*Stochastic generation of inflow scenarios to be used by optimal reservoir operation models*”. Annual Journal of Engineering – JSCE, 48, pp. 451-456.
- CHEBAANE, M.; SALAS, J. D.; BOES, D. C. (1995). “*Product periodic autoregressive processes for modeling intermittent monthly streamflows*”. Water Resour. Res., 31(6), pp. 1513-1518.
- FREITAS, M. A. S. (1996). “*O modelo GAR(1)/método dos fragmentos aplicado na geração sintética de vazão em rios intermitentes do semi-árido brasileiro*” in Anais do III Simpósio de Recursos Hídricos do Nordeste, Salvador, Vol. 1.
- GROSZEWICZ, R. C.; KAVISKI, E; ILLICH, I; MACHADO, J. F. P. (1991). “*Avaliação de três métodos de desagregação de afluências*” in Anais do IX Simpósio Brasileiro de Hidrologia e Recursos Hídricos, Vol. 1, pp. 437-446.
- KJELDEN, T. R. (2001). *Sustainability Assessment of Water Resources Systems*. Tese de Doutorado, Technical University of Denmark, Dinamarca.
- KLEMES, V.; SRIKANTHAN, R.; McMAHON, T. A. (1981). “*Long-memory flow models in reservoir analysis: what is their practical value?*”. Water Resour. Res., 17(3), pp. 737-751.
- LANNA, A. E. L.; SCHWARZBACH, M. (1989). *MODHAC – Modelo hidrológico auto-calibrável*. Instituto de Pesquisas Hidráulicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- PHIEN, H. N.; VITHANA, H. K. M. (1983). “*Streamflow generation regarding storage components and runs’ characteristics*”. Journal of Hydrology, 60, pp. 1-12.
- REDDY, P. J. (1987). *Stochastic Hydrology*. Laxmi Publications, Delhi, Índia.
- SRIKANTHAN, R.; McMAHON, T. A. (1980). “*Stochastic generation of monthly flows for ephemeral streams*”. Journal of Hydrology, 47, pp. 19-40.
- STUDART, T. M. C. (2000). *Análise de Incertezas na Determinação de Vazões Regularizadas em Climats Semi-Áridos*. Tede de Doutorado, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- SVANIDZE, G. G. (1980). *Mathematical Modeling of Hydrologic Series (for Hydroelectric and Water Resources Computations)*. Water Resources Publications, Fort Collins, Colorado.
- TAKEUCHI, K.; HAMLIN, M.; KUNDZEWICZ, Z. W.; ROSBJERG, D; SIMINOVIC, S. P. (1998). *Sustainable Reservoir Development and Management*. IAHS Publications.

THOMAS, H. A.; FIERING, M. B. (1962). “*Mathematical synthesis of stream-flow sequences for the analysis of river basins by simulation*”, in *Design of Water Resource Systems*. Org. por Maass et al., Harvard Univ. Press, Cambridge, Massachusetts, pp. 459-493.