

GERAÇÃO DE SÉRIES SINTÉTICAS DE ESCOAMENTOS ANUAIS E MENSASIS. APLICAÇÃO EXTENSIVA A PORTUGAL CONTINENTAL

GENERATION OF SYNTHETIC ANNUAL AND MONTHLY STREAMFLOW SERIES. EXTENSIVE APPLICATION IN MAINLAND PORTUGAL

Artur Tiago SILVA

Mestre em Engenharia Civil, IST, Av. Rovisco Pais, 1094-001, Lisboa, artur.tiago.silva@gmail.com

Maria Manuela PORTELA

Professora auxiliar, DECivil, IST, Av. Rovisco Pais, 1094-001, Lisboa, mps@civil.ist.utl.pt

RESUMO: O recurso a séries sintéticas de escoamento constitui uma ferramenta importante em estudos de planeamento de sistemas de recursos hídricos. Com efeito, a utilização de tais séries permite reduzir a incerteza associada aos fenómenos hidrológicos naturais. Mediante o tratamento estatístico dos resultados que assim se obtêm torna-se ainda possível associar critérios probabilísticos ao cumprimento das metas traçadas para os sistemas em cuja análise se recorreu à geração de séries sintéticas.

Neste artigo apresenta-se um procedimento para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais, que utiliza um modelo probabilístico baseado na amostragem aleatória da lei log-Pearson III ao nível anual e um modelo de desagregação, designadamente o método dos fragmentos, ao nível mensal. Para o efeito, foi desenvolvido e testado um procedimento de definição automática das classes de fragmentos que reduz a intervenção subjectiva do modelador, conferindo, deste modo, maior generalidade e robustez ao método.

O conjunto dos dois modelos foi testado tendo por base 54 amostras de escoamentos relativas a 53 estações hidrométricas, regularmente distribuídas por Portugal Continental. Para tanto e a partir de cada amostra, geraram-se 1200 séries sintéticas com dimensão igual à da amostra. Para averiguar em que medida as séries sintéticas preservam as características estatísticas das amostras compararam-se, por meio de intervalos de confiança, algumas das estatísticas amostrais com as médias dessas mesmas estatísticas estimadas a partir das séries sintéticas.

Palavras-chave: geração de séries sintéticas, modelos de desagregação, método dos fragmentos, definição de classes de fragmentos, lei log-Pearson III.

ABSTRACT: Synthetic time series generation has long been an important tool for planning and designing of water resource systems. This technique allows for a significant reduction of the uncertainty associated with hydrological phenomena. By means of statistical analysis it also makes possible to assign probabilistic criteria to the performance of the systems in which design synthetic flow series were applied.

In this article a procedure is proposed for generating synthetic series of annual and monthly flows using a probabilistic model based on the random sampling of the log-Pearson III law at the annual level, and a disaggregation model, namely the method of fragments, at the monthly level. For this purpose, a procedure was developed and tested for the automatic definition of the classes of fragments, aiming at reducing the need for intervention of the user, resulting in a more general and robust method.

The combination of the two models was tested based on 54 stream flow samples from 53 stream gauging stations, geographically spread over Mainland Portugal. For each gauging station, 1200 synthetic series were generated, each with a length equal to that of the corresponding sample. The quality of the generated series was evaluated by their capacity to preserve the most significant statistical characteristics of the samples. Confidence intervals were used for this evaluation. The results show that the statistics of the samples are nearly always contained within such intervals.

Keywords: generation of synthetic series, disaggregation models, method of fragments, definition of classes of fragments, log-Pearson III law.

1. INTRODUÇÃO E OBJECTIVO

A utilização de séries sintéticas de escoamentos é uma ferramenta importante no planeamento de sistemas de recursos hídricos. Com efeito, no entendimento de que uma amostra de registos consubstancia apenas um acontecimento, designadamente, o histórico, as séries sintéticas de escoamentos obtidas a partir dessa amostra representam acontecimentos alternativos com probabilidade de ocorrência que se admite igual à do acontecimento histórico. A utilização de séries sintéticas permite, assim, quantificar a incerteza associada aos fenómenos naturais, em geral, e ao regime de escoamentos, em particular. Mediante o tratamento estatístico dos resultados a que conduzem, torna-se ainda possível associar critérios probabilísticos ao cumprimento das metas traçadas para os sistemas em cuja análise se recorreu à geração de séries sintéticas.

A geração pode processar-se de modo combinado a diferentes intervalos de tempo, ou níveis temporais, mediante o recurso a técnicas de desagregação. Estas técnicas consistem, em linhas gerais, na repartição de cada valor referente a um dado intervalo de tempo em valores referentes a intervalos de tempo menores, com preservação das características estatísticas exibidas pelas amostras relativas aos diferentes níveis temporais em presença, tais como médias, desvios-padrão e assimetrias. A geração de séries sintéticas de escoamentos mensais utiliza normalmente um modelo de geração ao nível anual combinado com um modelo de desagregação para escoamentos mensais.

A selecção do modelo de geração atende às características dos dados disponíveis. No caso de estar em causa uma variável intrinsecamente aleatória, pode ser utilizado um modelo probabilístico, baseado na identificação da função de distribuição de probabilidade que melhor se ajusta à amostra daquela variável. Havendo correlação temporal, importa não só considerar a aleatoriedade do fenómeno, mas também preservar a estrutura de dependência, sendo necessário recorrer a modelos estocásticos de geração.

O presente artigo aborda o desenvolvimento de uma metodologia para gerar séries sintéticas de escoamentos mensais com generalidade e robustez elevadas, tendo em vista a sua aplicação a um número elevado de amostras com dimensão e características estatísticas diferentes, e procurando reduzir a necessidade de intervenção do modelador na aplicação da metodologia. Para tanto, foram utilizadas

54 amostras de escoamentos anuais e mensais disponíveis em estações hidrométricas de Portugal Continental (casos de estudos).

2. METODOLOGIA PROPOSTA

2.1. Considerações gerais

As técnicas de desagregação têm ampla divulgação na geração de séries sintéticas de variáveis hidrológicas fundamentalmente por permitirem preservar a diferentes níveis (espaciais ou temporais) as características estatísticas exibidas pelas correspondentes amostras. Quando aplicadas a séries temporais, tais técnicas pressupõem normalmente a utilização combinada de dois modelos, um, de geração de valores da variável hidrológica a um nível superior (por exemplo, ano ou mês) e, outro, de desagregação desses valores para um nível inferior (por exemplo, mês ou dia). A utilização a que se refere o presente artigo inseriu-se no âmbito da geração de séries sintéticas de escoamentos mensais por desagregação de escoamentos anuais.

Ao nível anual utilizou-se um modelo probabilístico, visto estar-se em presença de uma variável que se espera intrinsecamente aleatória, designadamente, quando referida ao ano hidrológico. Para o efeito seleccionou-se a lei log-Pearson III a qual, tomando valores apenas entre 0 e ∞ , assegura a não geração de escoamentos anuais negativos, os quais ocorrem na generalidade dos demais modelos em consequência da acentuada variabilidade temporal dos escoamentos anuais. Como a respectiva função distribuição de probabilidade depende da assimetria da amostra, está também assegurado o tratamento de amostras com assimetria não desprezável [CHOW, *et al.*, 1988, p. 375], embora no campo das transformadas logarítmicas dos escoamentos anuais.

A desagregação dos escoamentos anuais em escoamentos mensais utilizou o método dos fragmentos, apresentado por Svanidze em 1961 (in SANTOS, 1983, p. 19). Em linhas muito gerais, tal método admite como pressuposto fundamental que a distribuição dos escoamentos mensais é idêntica em anos com escoamentos anuais próximos.

Importa registar que a investigação subjacente ao presente artigo se inseriu no âmbito de um estudo amplo com o objectivo de desenvolver critérios de projecto a aplicar no dimensionamento de volumes úteis de albufeiras localizadas em Portugal Continental. Tal enquadramento condicionou, desde

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Junho de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Setembro de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, #-#, Novembro de 2010.
© APRH, ISSN 0870-1741

logo, alguns dos critérios aplicados na geração de séries sintéticas, designadamente, o que respeita ao número de séries sintéticas, M , a gerar a partir de cada amostra com dimensão N , o qual foi fixado em 1200, em conformidade com o que GUIMARÃES, 2005, p. 175, indica quando estão em causa estudos de dimensionamento de volumes úteis de albufeiras.

Deste modo, a partir de cada uma das 54 amostras de escoamentos que constituem os casos de estudo, geraram-se $M=1200$ séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais, cada uma com dimensão N igual ao número de anos com registos aí disponíveis.

2.2 .Geração de escoamentos anuais

De modo a sustentar a aplicação de um modelo probabilístico a nível anual, houve que confirmar a independência temporal dos escoamentos anuais para o que se utilizou o coeficiente de autocorrelação de incremento k , r_k , definido por (SALAS *et al.*, 1980, p. 38):

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (X_i - \bar{X})(X_{i+k} - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \tag{1}$$

em que X_i representa o escoamento no ano i , N é a dimensão da amostra de escoamentos anuais e \bar{X} , a média dessa amostra.

Se o escoamento anual for temporalmente independente, as autocorrelações para incremento diferente de zero serão nulas - $r_k = 0$ para $k \neq 0$. No entanto, devido à variabilidade intrínseca de cada amostra, esperam-se valores de r_k não propriamente nulos, mas suficientemente próximos de zero, havendo que recorrer a critérios estatísticos para apreciar se tais valores são ou não significativamente diferentes de zero. Para o nível de confiança de 95%, ANDERSON, 1941 [*in* SALAS *et al.*, 1980, p. 49] propõe os seguintes limites do intervalo de confiança, $r_k(95\%)$, tais que, inserindo-se r_k no seu interior, se considera estar em presença de uma variável aleatória independente:

$$r_k(95\%) = \frac{1 \pm 1.96\sqrt{N-k-1}}{N-k} \tag{2}$$

Confirmada a independência temporal dos escoamentos anuais em cada um dos casos de estudo, aplicou-se a tais escoamentos a seguinte transformação:

$$W_i = \ln(X_i + c) \tag{3}$$

em que W_i é a série dos logaritmos naturais dos escoamentos anuais, X_i , adicionados de uma constante c cuja consideração tem por objectivo único impedir a ocorrência de escoamentos nulos insusceptíveis de permitirem a aplicação da transformação logarítmica, (RIBEIRO, 1996, ARSÉNIO, 2003, GUIMARÃES, 2005). A constante c deve ter um valor muito pequeno para que o seu efeito nas características estatísticas das amostras seja desprezável. Nas aplicações efectuadas adoptou-se $c = 0,0001$.

Tanto na equação precedente, como na generalidade das que se seguem, i é um índice de ano, variando entre 1 e a dimensão N da amostra de escoamentos anuais - $i = 1, 2, \dots, N$.

Uma vez que o modelo ao nível temporal superior se baseia na amostragem aleatória da lei log-Pearson III, a geração dá-se no campo dos logaritmos dos escoamentos anuais, W_i , aos quais se referem os parâmetros do modelo, designadamente, a média, \bar{W} , o desvio-padrão, s_w e o coeficiente de assimetria, g_w . O cálculo destes parâmetros utilizou o método dos momentos com recurso, no caso das duas últimas estatísticas amostrais, aos estimadores com correcção do viés.

A geração de séries sintéticas de N logaritmos de escoamentos anuais, \hat{W}_i , utilizou a seguinte equação:

$$\hat{W}_i = \bar{W} + \zeta_i \cdot s_w \tag{4}$$

em que ζ_i é o factor de probabilidade da distribuição Pearson III que pode ser estimado por aplicação da transformação de Wilson-Hilferty (ARSÉNIO, 2003, p. 50; NAGHETTINI e PINTO, 2007, p. 321) de acordo com a seguinte equação, na qual i varia entre 1 e N , conforme explicitado:

$$\zeta_i = \left\{ \left[\frac{g_w}{6} \left(z_i - \frac{g_w}{6} \right) + 1 \right]^3 - 1 \right\} \frac{2}{g_w} \quad (i=1, 2, \dots, N) \tag{5}$$

Na anterior equação, z_i designa a realização de ordem i da variável aleatória Z normalmente distribuída, com média nula e variância unitária:

$$z \sim \text{Normal}(0,1) \tag{6}$$

A obtenção dos valores Z_i utilizou um gerador de números pseudo aleatórios (GNPA), designadamente, o algoritmo "zigurate" de Marsaglia (MATHWORKS, 2008)¹. A sequência de números pseudo aleatórios gerados por um GNPA é determinada pelo estado inicial do gerador, que pode ser definido por um número - a semente -, sendo que uma dada semente conduz a uma mesma sequência. Nas aplicações efectuadas atribuiu-se a cada amostra de escoamentos anuais uma semente específica, de modo a permitir a reprodutibilidade de resultados a esse nível temporal. Importa referir que para assimetrias nulas, ζ é dado por z , isto é, a distribuição log-Pearson III assume localmente a forma da distribuição log-Normal, característica que garante o tratamento de amostras com assimetria nula.

Em cada caso de estudo, o procedimento anteriormente descrito foi repetidamente aplicado resultando em $M=1200$ séries sintéticas de escoamentos anuais, cada uma com a dimensão N .

2.3. Desagregação mensal dos escoamentos

Como antes mencionado, o método dos fragmentos considera que a repartição dos escoamentos mensais é idêntica em anos com escoamentos anuais próximos. Expressando num dado ano k os escoamentos mensais em fracção do correspondente escoamento anual, X_k , as doze fracções que assim se obtêm constituem o fragmento relativo a esse ano, ϕ_k , ou seja:

$$\phi_k = \frac{X_{k,j}}{X_k} = \frac{X_{k,1}}{X_k}, \frac{X_{k,2}}{X_k}, \dots, \frac{X_{k,11}}{X_k}, \frac{X_{k,12}}{X_k} \quad (7)$$

em que $X_{k,j}$ designa os escoamentos mensais ($j = 1, 2, \dots, 12$).

Tendo por base uma dada amostra de escoamentos anuais e dos correspondentes escoamentos mensais, a aplicação do método requer a constituição prévia dos fragmentos e o seu agrupamento em classes. Para o efeito e tendo-se ordenado previamente os escoamentos anuais por valores crescentes, constitui-se o vector dos fragmentos, $[\phi]$:

$$[\phi] = \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \vdots \\ \phi_k \\ \vdots \\ \phi_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{X_{1,1}^*}{X_1^*} & \dots & \frac{X_{1,12}^*}{X_1^*} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{X_{k,1}^*}{X_k^*} & \dots & \frac{X_{k,12}^*}{X_k^*} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{X_{N,1}^*}{X_N^*} & \dots & \frac{X_{N,12}^*}{X_N^*} \end{bmatrix} \quad (8)$$

1- Implementado do programa MatLab.

em que X_k^* representa o escoamento anual de ordem k tal que $X_{k-1}^* \leq X_k^* \leq X_{k+1}^*$ e $X_{k,j}^*$ os escoamentos mensais nesse ano.

Na Figura 1 apresenta-se um fragmento exemplificativo, em termos de variabilidade intra-anual, em Portugal Continental, sendo evidente que a soma dos valores que o constituem é igual à unidade.

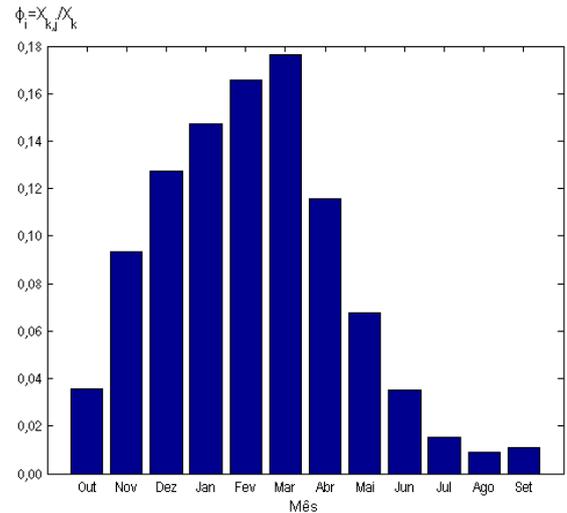


Figura 1 - Fragmento exemplificativo.

As classes de fragmentos são definidas por agrupamento dos fragmentos relativos a anos com escoamentos anuais próximos sendo que podem ter ou não amplitude constante. No estado da arte envolvendo o método dos fragmentos, não é conhecida uma qualquer regra sobre o número e a amplitude das classes a adoptar, o que introduz alguma ambiguidade ou mesmo indefinição na utilização do método.

ARSÉNIO, 2003, utilizou o método dos fragmentos para gerar séries sintéticas de escoamentos diários, tendo efectuado uma análise de sensibilidade envolvendo os intervalos de classes. Em resultado, sugeriu que a definição das classes de fragmentos fosse feita por tentativas até se encontrar o conjunto de fragmentos que conduza a melhores resultados, em termos de preservação das estatísticas das amostras (ARSÉNIO, 2003, p. 84). Tal orientação não foi, contudo, aplicada no âmbito da investigação a que se refere o presente artigo, não só por obrigar a realizar uma análise individual para cada uma das mais de cinquenta estações hidrométricas objecto de obtenção de séries sintéticas de escoamento, com a morosidade que o procedimento implicaria, mas muito especialmente por, em termos práticos, corresponder a utilizar diferentes definições de classes quando o que se entendeu por desejável e correcto foi sujeitar todas as

amostras a um único procedimento bem determinado e averiguar globalmente a eficácia do mesmo. Após ensaio de outros procedimentos e comparação dos respectivos resultados, desenvolveu-se o procedimento que se descreve de seguida e que, no essencial, define as classes de fragmentos assimilando-as a intervalos de probabilidade:

1. Consideração de nove probabilidades ($m=1, \dots, 9$) de não-excedência do escoamento anual, F_m , igualmente espaçadas de 10%, ou seja: $F_1 = 10\%$; $F_2 = 20\%$; ...; $F_9 = 90\%$.
2. Por inversão da função de distribuição de probabilidade da lei log-Pearson III, tendo em conta as características estatísticas de cada amostra – equações (4) e (5) – seguida de inversão da transformação logarítmica, estimação dos escoamentos anuais, \hat{X}_m , correspondentes às anteriores probabilidades de não-excedência. Resultam, assim, dez classes equiprováveis com limites definidos por $[0; \hat{X}_1[$, $[\hat{X}_1; \hat{X}_2[$, ..., $[\hat{X}_8; \hat{X}_9[$, $[\hat{X}_9; +\infty[$.
3. Distribuição dos fragmentos pelas sucessivas classes, verificando-se, simultaneamente, se ocorrem classes vazias, ou seja, sem fragmentos. Não ocorrendo classes vazias o processo de definição das classes está completo, prosseguindo-se para a desagregação mensal dos escoamentos. Caso contrário, aplica-se o passo suplementar seguidamente descrito.
4. Redefinição das classes vazias:
 - Caso a primeira classe seja vazia, inclusão dessa classe na seguinte, por alteração do limite superior para o valor de $[0; \hat{X}_2[$. Continuando a classe vazia, inclusão na classe que lhe sucede e assim sucessivamente.
 - Caso a última classe seja vazia, inclusão dessa classe na classe anterior, por alteração do seu limite inferior para o valor de $[\hat{X}_8; +\infty[$. Continuando a classe vazia, inclusão na classe que a antecede e assim progressivamente.
 - Caso a classe vazia seja intermédia, $[\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$, atribuição de metade do incremento de probabilidade que define a classe às duas classes imediatamente anterior e posterior. Resulta, assim, a substituição das três classes iniciais $[\hat{X}_{m-1}; \hat{X}_m[$, $[\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$, $[\hat{X}_{m+1}; \hat{X}_{m+2}[$ pelas seguintes duas novas $[\hat{X}_{m-1}; \hat{X}_o[$ e $[\hat{X}_o; \hat{X}_{m+2}[$ em que \hat{X}_o é a estimativa do escoamento anual para a probabilidade de não-excedência igual à média das

probabilidades de não excedência que definem os limites da classe eliminada. Continuando a classe vazia, repetição do processo atribuindo às classes limítrofes metade da amplitude do intervalo de probabilidade da classe a eliminar, com consequente redefinição dos limites das classes limítrofes, e assim sucessivamente.

Definidas as classes de fragmentos e tendo-se previamente gerado os escoamentos anuais, o método de geração de escoamentos mensais prossegue com a identificação, para cada escoamento anual gerado, \hat{X}_i , da classe de fragmentos em que esse escoamento se insere – classe $m+1$ tal que $\hat{X}_i \in [\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$. Seguidamente é seleccionado o fragmento ϕ_i a utilizar na desagregação de \hat{X}_i . Se a anterior classe só tiver um fragmento, aplica-se esse fragmento. Caso contrário, a selecção do fragmento é aleatória, processando-se de acordo com o seguinte procedimento que pressupõe que a classe possui n_{frags} fragmentos, estando esses fragmentos ordenados por ordem crescente dos escoamentos anuais a partir dos quais foram calculados:

- i. Geração de um número, ε , aleatório uniformemente distribuído entre 0 e 1, $\varepsilon \sim U(0,1)$, para o que se utilizou o algoritmo de geração “Mersenne Twister” de Nishimura e Matsumoto² (MATHWORKS, 2008). Nas aplicações efectuadas optou-se por definir o estado inicial deste GNPA pela mesma semente utilizada no modelo de geração de escoamento anuais nesse caso de estudo.
- ii. Adopção do fragmento cujo número de ordem é dado pela parte inteira do resultado da seguinte operação: $\varepsilon n_{frags} + 1$.

A selecção aleatória de fragmentos numa classe com mais do que um fragmento é feita sem reposição. Uma vez esgotados os fragmentos de uma classe procede-se à reposição dos mesmos.

Por fim, o escoamento anual gerado é desagregado em doze escoamentos mensais de acordo com o seguinte sistema:

$$[\hat{X}_{i,1} \ \hat{X}_{i,2} \ \dots \ \hat{X}_{i,11} \ \hat{X}_{i,12}] = \left[\frac{X_{i,1}}{X_i} \ \frac{X_{i,2}}{X_i} \ \dots \ \frac{X_{i,11}}{X_i} \ \frac{X_{i,12}}{X_i} \right] \hat{X}_i \quad (9)$$

² Implementado do programa MatLab.

que, para simplificar a notação, será também designado por:

$$\hat{X}_{i,j} = \varphi_i \hat{X}_i \quad (10)$$

em que $i = 1, 2, \dots, N$ e $j = 1, 2, \dots, 12$.

O procedimento de desagregação é repetido até se obterem M séries sintéticas de escoamentos mensais em N anos:

$$\hat{X}_{i,j}^{(m)} = \varphi_i^{(m)} \hat{X}_i^{(m)} \quad (11)$$

em que, tal como anteriormente, os índices i e j se referem ao ano e ao mês, respectivamente; $\hat{X}_i^{(m)}$ representa a m -ésima série sintética de escoamentos anuais; $\hat{X}_{i,j}^{(m)}$, a correspondente série sintética de escoamentos mensais; e $\varphi_i^{(m)}$, o fragmento utilizado na desagregação de $\hat{X}_i^{(m)}$, sendo que, em qualquer caso, $m = 1, 2, \dots, M$. Como foi anteriormente referido, o número total, M , de séries sintéticas de escoamentos mensais em N anos tem de ser muito grande, sendo que nas aplicações efectuadas se adoptou $M = 1200$ (GUIMARÃES, 2005, p. 175).

Reconhece-se uma limitação do método dos fragmentos: quando se pretende desagregar um escoamento sintético anual inferior ao menor escoamento registado ou superior ao maior escoamento registado, os fragmentos passíveis de serem utilizados são os disponíveis na primeira e na última classe, respectivamente, circunstância que poderá reduzir a variabilidade da distribuição intra-anual das séries sintéticas de escoamentos mensais (GUIMARÃES, 2005, p. 46).

2.4. Verificação da preservação das estatísticas amostrais

A avaliação do desempenho de modelos de geração do tipo dos descritos nos itens 2.2 e 2.3 incide sobre a capacidade de os modelos preservarem as características estatísticas das amostras aos diferentes níveis temporais em presença. Tal pode ser feito mediante a comparação entre características estatísticas das séries sintéticas e das amostras.

Como referido, admite-se que cada série sintética com a dimensão de N anos representa uma sequência alternativa à da amostra e com igual probabilidade de ocorrência, desde que as características estatísticas mais relevantes desta última série sejam preservadas (GUIMARÃES, 2005, p. 81).

Tendo por base M séries sintéticas de N anos de escoamentos, a comparação de uma estatística θ da série histórica (como sejam a média, o desvio-padrão ou o coeficiente de assimetria) com as estatísticas $\hat{\theta}^{(m)}$

($m = 1, 2, \dots, 1200$), que decorrem das mencionadas séries sintéticas, pode ser feita mediante o cálculo da média ($\bar{\theta}$) e do desvio-padrão ($s_{\hat{\theta}}$) das M estatísticas $\hat{\theta}^{(m)}$ e da confirmação de que a estatística está compreendida no intervalo de confiança que assim é definido, ou seja:

$$\theta \in \left[\bar{\theta} - z_{1-\alpha/2} s_{\hat{\theta}}; \bar{\theta} + z_{1-\alpha/2} s_{\hat{\theta}} \right] \quad (12)$$

em que $z_{1-\alpha/2}$ é o quantil $1-\alpha/2$ da distribuição Normal padrão, e $\bar{\theta}$ e $s_{\hat{\theta}}$ são calculados de acordo com as seguintes equações:

$$\bar{\theta} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{\theta}^{(m)} \quad (13)$$

$$s_{\hat{\theta}} = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\hat{\theta}^{(m)} - \bar{\theta})^2} \quad (14)$$

em que M é o número total de séries geradas e α o nível de significância (teste bilateral). Considera-se que a estatística θ da amostra foi preservada uma vez que pertença ao intervalo de confiança.

3. RESULTADOS

3.1. Dados de base. Verificação da independência temporal dos escoamentos anuais

A metodologia brevemente descrita foi aplicada às amostras de escoamento anual e mensal nas 53 estações hidrométricas esquematicamente localizadas na Figura 2 e identificadas no Quadro 1.

Dada a existência de uma falha de registo com extensão considerável (entre 1959/60 e 1975/76) na estação hidrométrica do Moinho do Bravo (25G/02), foram aí utilizados de modo separado os escoamentos antecedendo aquela falha e seguindo-se à mesma. Resultaram, assim, 54 amostras contínuas de escoamentos anuais e mensais, com dimensão variando entre 11 e 73 anos. De modo a facilitar a apresentação de resultados foi atribuído a cada amostra um número de ordem, conforme se indica no Quadro 1.

Antecedendo a aplicação dos modelos de geração de séries sintéticas, averiguou-se a hipótese de independência temporal dos escoamentos anuais. Para o efeito, estimaram-se os coeficientes de correlação de incremento 1 e 2 ($k = 1$ e $k = 2$), com obtenção dos resultados apresentados no Quadro 2 que inclui a explicitação dos limites dos intervalos de confiança de 95%, de acordo com a equação (2) (ANDERSON,

1941). De modo a permitir uma caracterização breve dos casos de estudos, optou-se por incluir no Quadro 2 a indicação das médias, dos desvios-padrão e dos coeficientes de assimetria dos escoamentos anuais em cada uma das amostras analisadas.

Para $k = 1$, na estação hidrométrica de Pte. Vale Maior, e $k = 2$, na de Odivelas (números de ordem 42 e 26), os valores r_k estão ligeiramente fora dos respectivos intervalos de confiança. Contudo, dada a proximidade entre tais valores e os limites dos intervalos de confiança, admitiu-se que as correspondentes amostras de escoamentos anuais podiam ser muito razoavelmente consideradas como temporalmente independentes. Os valores de r_k relativos às demais estações estão sempre compreendidos nos respectivos intervalos de confiança de 95%.

Confirma-se, assim, que, em Portugal Continental, o escoamento anual em ano hidrológico constitui uma variável não-correlacionada no tempo, sendo portanto possível proceder à geração de séries sintéticas de escoamentos anuais por aplicação do modelo probabilístico apresentado no item 2.2.

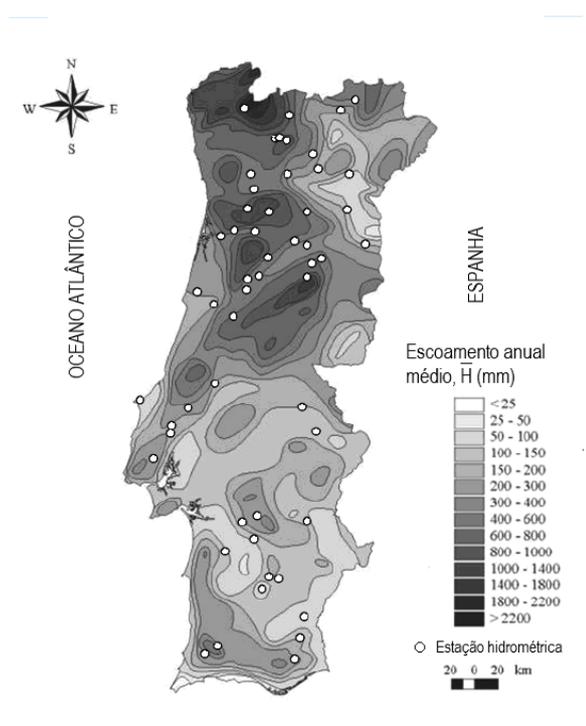


Figura 2 – Mapa do escoamento anual médio em Portugal Continental contendo a localização esquemática das 53 estações hidrométricas utilizadas no estudo (figura adaptada de PORTELA; QUINTELA, 2002).

3.2. Geração de escoamentos. Preservação das estatísticas amostrais

3.2.1. Considerações prévias

Para cada amostra identificada no Quadro 1 foram geradas 1200 séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais com dimensão igual à da amostra. Atendendo a que a dimensão média das amostras é próxima de 35 anos, em média foram gerados em cada estação hidrométrica 550 000 escoamentos anuais e mensais, num total próximo de 30 milhões de valores para o conjunto das amostras. As sementes utilizadas para definir os estados iniciais dos geradores de números pseudo-aleatórios foram também incluídas no Quadro 1.

Os resultados dos modelos de geração aos dois níveis temporais em presença foram caracterizados em termos de preservação das características estatísticas das correspondentes amostras, designadamente, médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria, por recurso a intervalos de confiança, em conformidade com o critério subjacente à equação (12).

Para o efeito, obtiveram-se diagramas contendo a representação dos valores das anteriores estatísticas estimados a partir das amostras disponíveis e dos limites dos intervalos de confiança. Anota-se que o ponto médio de qualquer intervalo de confiança coincide com a média da estatística em apreço no conjunto das $M = 1200$ séries sintéticas.

3.2.2. Resultados a nível anual

A geração de escoamentos anuais processou-se no campo das transformadas logarítmicas às quais se referem as características estatísticas a preservar, bem como os intervalos de confiança que lhes estão associados.

A Figura 3 contém a representação daqueles intervalos, conjuntamente com os valores das estatísticas avaliados a partir das amostras. Para simplificar, tais valores foram referenciados na legenda por valores históricos. Na figura as amostras são identificadas em abcissas pelos números de ordem que lhes correspondem no Quadro 1.

A análise da Figura 3 evidencia que, para todas as amostras, as correspondentes estatísticas (assinaladas pelas marcas a vermelho) estão compreendidas nos respectivos intervalos de confiança.

Não obstante se terem obtido diagramas equivalentes aos da anterior figura no campo dos escoamentos propriamente ditos (por inversão da transformação logarítmica) tais diagramas não são apresentados pois a grande amplitude dos valores dos escoamentos observados e gerados no conjunto das estações analisadas não permite a leitura de resultados num

Quadro 1 - Estações hidrométricas analisadas, correspondentes períodos de registos e sementes utilizadas nos algoritmos de geração de números aleatórios.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica			Período de registos (dimensão da amostra em anos)	Semente utilizada na geração
	Código	Nome	Bacia hidrográfica principal/curso de água		
1	11H/03	Açude Samilo	Mondego/Dão	1939/40 - 1974/75 (36)	836139
2	26J/01	Albernoa	Guadiana/Terges	1970/71 - 1994/95 (25)	535646
3	24L/01	Amieira	Guadiana/Degebe	1944/45 - 1990/91 (47)	359503
4	31K/03	Bodega	Algarve/Rib ^a de Alportel	1952/53 - 1988/89 (37)	297686
5	07I/04	Cabriz	Douro/Rib ^a S. Paio	1966/67 - 1996/97 (31)	142423
6	10L/01	Caldas S. Gemil	Mondego/Dão	1952/53 - 1989/90 (38)	762340
7	06M/01	Castanheiro	Douro/Tua	1958/89 - 2003/04 (46)	342669
8	10P/01	Castelo Bom	Douro/Côa	1957/58 - 2003/04 (47)	144756
9	08J/01	Castro Daire	Douro/Pavia	1945/46 - 2003/04 (59)	281855
10	08O/02	Cidadelhe	Douro/Côa	1955/56 - 2003/04 (49)	459484
11	18L/01	Couto de Andreiros	Tejo/Rib ^a de Seda	1974/75 - 1992/93 (19)	590645
12	03H/04	Covas	Cávado/Homem	1955/56 - 1973/74 (19)	344959
13	04J/04	Cunhas	Douro/Beça	1949/50 - 2005/06 (57)	661656
14	06K/01	Ermida - Corgo	Douro/Corgo	1956/57 - 2005/06 (50)	927758
15	23I/01	Flor da Rosa	Sado/Xarrama	1934/35 - 1965/66 (32)	967751
16	08H/02	Fragas da Torre	Douro/Pavia	1945/46 - 2005/06 (61)	163983
17	13H/03	Louçainha	Mondego/Simonte	1959/60 - 1983/84 (25)	279357
18	11L/01	Manteigas	Tejo/Zêzere	1948/49 - 1995/96 (48)	451579
19	25G/02	Moinho do Bravo (1)	Sado/Rib ^a Corona	1934/35 - 1958/59 (25)	178293
20	25G/02	Moinho do Bravo (2)	Sado/Rib ^a Corona	1976/77 - 1989/90 (14)	226977
21	19M/01	Monforte	Tejo/Rib ^a de Avis	1955/56 - 1988/89 (34)	342105
22	27J/01	Monte da Ponte	Guadiana/Cobres	1959/60 - 1993/94 (35)	379587
23	29L/01	Monte dos Fortes	Guadiana/Rib ^a Odeleite	1961/62 - 1992/93 (32)	913973
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	Algarve/Rib ^a de Odelouca	1961/62 - 1982/83 (22)	633042
25	05M/01	Murça	Douro/Tinhela	1970/71 - 2003/04 (34)	994234
26	24I/01	Odivelas	Sado/Rib ^a de Odivelas	1934/35 - 1969/70 (36)	863914
27	11M/01	Pai Diz	Mondego/Mondego	1973/74 - 1995/96 (23)	114505
28	09H/01	Pedre Ribeiradio	Vouga/Vouga	1962/63 - 1979/80 (18)	901758
29	12E/01	Pte. Azenha Nova	Mondego/Rib ^a de Foja	1975/76 - 1987/88 (13)	710596
30	19C/02	Pte. Barnabé	Tejo/Alenquer	1979/80 - 1991/92 (13)	351194
31	06I/02	Pte. Canavezes	Douro/Tâmega	1955/56 - 1986/87 (32)	813847
32	13F/02	Pte. Casével	Mondego/Ega	1975/76 - 1989/90 (15)	581073
33	04J/05	Pte. Cavez	Douro/Tâmega	1957/58 - 2005/06 (49)	99434
34	19D/04	Pte. da Ota	Tejo/Rib ^a de Ota	1979/80 - 1989/90 (11)	257589
35	18E/01	Pte. Freiria	Tejo/Maior	1976/77 - 1989/90 (14)	298262
36	10L/01	Pte. Juncais	Mondego/Mondego	1918/19 - 1990/91 (73)	520968
37	12H/03	Pte. Mucela	Mondego/Alva	1938/39 - 1989/90 (52)	223848
38	17F/02	Pte. Nova	Tejo/Almonda	1976/77 - 1989/90 (14)	813399

Quadro 1 - Estações hidrométricas analisadas, correspondentes períodos de registos e sementes utilizadas nos algoritmos de geração de números aleatórios (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica			Período de registos (dimensão da amostra em anos)	Semente utilizada na geração
	Código	Nome	Bacia hidrográfica principal/curso de água		
39	21C/01	Pte. Pinhal	Tejo/Rib ^a de Loures	1977/78 - 1988/89 (12)	717723
40	10K/01	Pte. Sta Clara-Dão	Mondego/Dão	1921/22 - 1988/89 (68)	517609
41	11I/06	Pte. Tábua	Mondego/Mondego	1937/38 - 1978/79 (42)	796525
42	09G/01	Pte. Vale Maior	Vouga/Caima	1935/36 - 1972/73 (38)	687465
43	09I/02	Pte. Vouzela	Vouga/Vouga	1956/57 - 1973/74 (18)	701025
44	06O/03	Q. das Laranjeiras	Douro/Sabor	1942/43 - 2005/06 (64)	147535
45	08L/01	Quinta do Rape	Douro/Távora	1976/77 - 2003/04 (28)	904016
46	03N/01	Rebordelo	Douro/Rabaçal	1955/56 - 2002/03 (48)	145591
47	05K/01	S. Marta do Alvão	Douro/Louredo	1955/56 - 2005/06 (51)	726129
48	24H/01	S. Domingos	Sado/Rib ^a Algalé	1934/35 - 1958/59 (25)	293555
49	24H/03	Torrão do Alentejo	Sado/Xarrama	1961/62 - 1989/90 (29)	606021
50	03K/01	Vale Giestoso	Douro/Beça	1957/58 - 2005/06 (49)	36539
51	28L/02	Vascão	Guadiana/Rib ^a Vascão	1960/61 - 1982/83 (23)	250960
52	10M/03	Videmonte	Mondego/Mondego	1975/76 - 1996/97 (22)	849561
53	30F/02	Vidigal	Algarve/Rib ^a do Farelo	1938/39 - 1963/64 (26)	145024
54	03P/01	Vinhais - Qt. Ranca	Douro/Tuela	1955/56 - 1996/97 (42)	389499

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos $k=1$ e $k=2$ das amostras de escoamentos anuais.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam ³)	Desvio-padrão (dam ³)	Coeficiente de assimetria (-)	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r_1	Incremento 2, r_2
1	11H/03	Açude Samilo	868884	400606	0,643	-0.0452 [-0.3551 - 0.2980]	-0.2056 [-0.3606 - 0.3017]
2	26J/01	Albernoa	16002	18402	1,869	0.0720 [-0.4333 - 0.3500]	0.0883 [-0.4432 - 0.3562]
3	24L/01	Amieira	214233	209450	0,995	0.1386 [-0.3076 - 0.2641]	-0.1758 [-0.3111 - 0.2667]
4	31K/03	Bodega	30852	22401	0,617	0.0431 [-0.3499 - 0.2943]	-0.3253 [-0.3551 - 0.2980]
5	07I/04	Cabriz	13155	5738	0,677	-0.0125 [-0.3852 - 0.3185]	-0.0608 [-0.3921 - 0.3231]
6	10L/01	Caldas S. Gemil	293547	166582	0,663	0.0646 [-0.3449 - 0.2908]	0.0239 [-0.3499 - 0.2943]
7	06M/01	Castanheiro	1401978	895045	1,069	-0.1164 [-0.3111 - 0.2667]	0.1188 [-0.3148 - 0.2694]
8	10P/01	Castelo Bom	311726	187310	0,456	-0.0919 [-0.3076 - 0.2641]	0.0929 [-0.3111 - 0.2667]
9	08J/01	Castro Daire	214396	114522	0,891	-0.1014 [-0.2724 - 0.2379]	0.0314 [-0.2749 - 0.2398]
10	08O/02	Cidadelhe	506950	336010	0,386	-0.0731 [-0.3008 - 0.2591]	0.1122 [-0.3041 - 0.2616]
11	18L/01	Couto de Andreiros	46749	44017	0,802	0.2917 [-0.5045 - 0.3934]	-0.1894 [-0.5200 - 0.4024]

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos k=1 e k=2 das amostras de escoamentos anuais (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam³)	Desvio-padrão (dam³)	Coeficiente de assimetria [-]	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r ₁	Incremento 2, r ₂
12	03H/04	Covas	256832	108713	0,132	0.2572 [-0.5045 - 0.3934]	0.1956 [-0.5200 - 0.4024]
13	04J/04	Cunhas	278348	140064	0,711	-0.0385 [-0.2774 - 0.2417]	0.0981 [-0.2801 - 0.2437]
14	06K/01	Ermida - Corgo	258443	126489	0,823	-0.0471 [-0.2975 - 0.2567]	0.0094 [-0.3008 - 0.2591]
15	23I/01	Flor da Rosa	73727	54052	0,204	-0.0894 [-0.3786 - 0.3140]	-0.3140 [-0.3852 - 0.3185]
16	08H/02	Fragas da Torre	656081	331357	0,944	-0.0510 [-0.2676 - 0.2343]	0.0049 [-0.2699 - 0.2360]
17	13H/03	Louçainha	3917	1490	0,267	0.0482 [-0.4333 - 0.3500]	-0.1096 [-0.4432 - 0.3562]
18	11L/01	Manteigas	57638	20145	0,899	0.0648 [-0.3041 - 0.2616]	0.0275 [-0.3076 - 0.2641]
19	25G/02	Moinho do Bravo [1]	36389	24346	0,158	-0.1284 [-0.4333 - 0.3500]	-0.3573 [-0.4432 - 0.3562]
20	25G/02	Moinho do Bravo [2]	41624	32048	0,110	0.1173 [-0.5992 - 0.4454]	0.0549 [-0.6250 - 0.4584]
21	19M/01	Monforte	31387	23590	0,645	0.0479 [-0.3663 - 0.3057]	-0.0768 [-0.3723 - 0.3098]
22	27J/01	Monte da Ponte	89087	85245	1,068	0.0897 [-0.3606 - 0.3017]	-0.1033 [-0.3663 - 0.3057]
23	29L/01	Monte dos Fortes	74632	52283	0,692	0.1809 [-0.3786 - 0.3140]	-0.1509 [-0.3852 - 0.3185]
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	128046	111015	0,919	0.3175 [-0.4650 - 0.3698]	-0.2390 [-0.4772 - 0.3772]
25	05M/01	Murça	106080	78831	1,768	-0.1033 [-0.3663 - 0.3057]	0.0519 [-0.3723 - 0.3098]
26	24I/01	Odivelas	78752	57575	0,352	-0.0246 [-0.3551 - 0.2980]	-0.3860 [-0.3606 - 0.3017]
27	11M/01	Pai Diz	45485	20079	-0,007	-0.0344 [-0.4537 - 0.3628]	-0.2009 [-0.4650 - 0.3698]
28	09H/01	Pedre Ribeiradio	903007	471998	0,567	-0.1136 [-0.5200 - 0.4024]	0.0862 [-0.5369 - 0.4119]
29	12E/01	Pte. Azenha Nova	10739	5903	0,364	-0.1104 [-0.6250 - 0.4584]	-0.0820 [-0.6544 - 0.4726]
30	19C/02	Pte. Barnabé	18513	14672	0,931	0.1695 [-0.6250 - 0.4584]	-0.0745 [-0.6544 - 0.4726]
31	06I/02	Pte. Canavezes	2195048	1057224	0,774	0.0147 [-0.3786 - 0.3140]	-0.1201 [-0.3852 - 0.3185]
32	13F/02	Pte. Casével	53988	33202	0,451	0.1141 [-0.5762 - 0.4333]	-0.0278 [-0.5992 - 0.4454]
33	04J/05	Pte. Cavez	1012890	633543	1,198	-0.0133 [-0.3008 - 0.2591]	0.0177 [-0.3041 - 0.2616]
34	19D/04	Pte. da Ota	8428	6645	0,709	-0.1736 [-0.6880 - 0.4880]	-0.0419 [-0.7271 - 0.5049]
35	18E/01	Pte. Freiria	63111	43887	0,515	0.2670 [-0.5992 - 0.4454]	0.2275 [-0.6250 - 0.4584]
36	10L/01	Pte. Juncais	285150	172424	1,287	-0.0055 [-0.2433 - 0.2155]	-0.0731 [-0.2450 - 0.2169]
37	12H/03	Pte. Mucela	404554	208138	0,360	0.2310 [-0.2914 - 0.2521]	-0.0930 [-0.2944 - 0.2544]
38	17F/02	Pte. Nova	116204	53017	-0,489	-0.0435 [-0.5992 - 0.4454]	-0.1072 [-0.6250 - 0.4584]
39	21C/01	Pte. Pinhal	29749	21149	1,388	0.1520 [-0.6544 - 0.4726]	-0.2658 [-0.6880 - 0.4880]
40	10K/01	Pte. Sta Clara-Dão	75824	51469	1,668	0.0197 [-0.2526 - 0.2227]	0.0690 [-0.2546 - 0.2243]
41	11I/06	Pte. Tábua	654987	339001	0,543	0.0297 [-0.3267 - 0.2780]	-0.0793 [-0.3310 - 0.2810]
42	09G/01	Pte. Vale Maior	117572	70235	1,220	0.2998 [-0.3449 - 0.2908]	0.0852 [-0.3499 - 0.2943]

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos k=1 e k=2 das amostras de escoamentos anuais (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam³)	Desvio-padrão (dam³)	Coeficiente de assimetria (-)	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r ₁	Incremento 2, r ₂
43	09I/02	Pte. Vouzela	511352	258679	1,144	-0.0204 [-0.5200 - 0.4024]	-0.0756 [-0.5369 - 0.4119]
44	06O/03	Q. das Laranjeiras	851107	640723	1,087	-0.0540 [-0.2608 - 0.2291]	0.0190 [-0.2630 - 0.2308]
45	08L/01	Quinta do Rape	90343	56082	0,388	0.0287 [-0.4072 - 0.3331]	-0.0564 [-0.4154 - 0.3385]
46	03N/01	Rebordelo	512542	302796	1,030	-0.1034 [-0.3041 - 0.2616]	0.0696 [-0.3076 - 0.2641]
47	05K/01	S. Marta do Alvão	47996	21222	0,884	-0.0928 [-0.2944 - 0.2544]	0.0063 [-0.2975 - 0.2567]
48	24H/01	S.Domingos	7761	5694	0,324	-0.0958 [-0.4333 - 0.3500]	-0.3942 [-0.4432 - 0.3562]
49	24H/03	Torrão do Alentejo	68809	56304	0,572	0.1378 [-0.3994 - 0.3280]	-0.0561 [-0.4072 - 0.3331]
50	03K/01	Vale Giestoso	54215	33159	1,152	-0.0418 [-0.3008 - 0.2591]	0.0814 [-0.3041 - 0.2616]
51	28L/02	Vascão	119459	92449	0,674	0.3201 [-0.4537 - 0.3628]	-0.1256 [-0.4650 - 0.3698]
52	10M/03	Videmonte	89107	46952	0,055	-0.0143 [-0.4650 - 0.3698]	-0.1468 [-0.4772 - 0.3772]
53	30F/02	Vidigal	4318	2614	0,275	0.0418 [-0.4241 - 0.3441]	-0.3654 [-0.4333 - 0.3500]
54	03P/01	Vinhais - Qt.Ranca	360177	157043	0,568	-0.1009 [-0.3267 - 0.2780]	0.0045 [-0.3310 - 0.2810]

(1) Os valores entre parênteses representam os limites do intervalo de confiança de Anderson a 95%

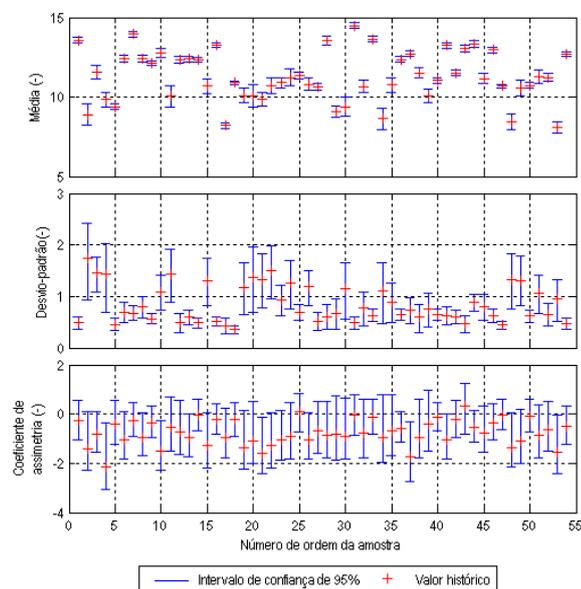


Figura 3 – Intervalos de confiança de 95% da média, do desvio-padrão e do coeficiente de assimetria dos logaritmos dos escoamentos anuais.

gráfico conjunto, designadamente, no que respeita a médias e a desvios-padrão.

Anota-se, contudo, que a apreciação da preservação das características estatísticas antes identificadas mas referidas aos escoamentos anuais permitiu concluir que a inversão da transformação logarítmica não comprometeu a preservação das médias, dos desvios-padrão e mesmo dos coeficientes de assimetria daqueles escoamentos. Com efeito, apenas no caso da estação hidrométrica de Flor da Rosa (com o número de ordem 15) tal coeficiente não foi preservado.

Os anteriores resultados, como os que se lhes seguem, estão resumidos no Quadro 4 que, para os dois níveis temporais analisados, explicita as estações hidrométricas, identificadas pelos respectivos números de ordem, em que os modelos de geração não conduziram à preservação das características estatísticas das respectivas amostras.

3.2.3. Resultados a nível mensal

As estatísticas analisadas ao nível mensal respeitaram as médias, os desvios-padrão e os coeficientes de assimetria dos escoamentos mês a mês nos diferentes casos de estudo.

Menciona-se que nem sempre foi possível proceder

ao cálculo dos coeficientes de assimetria mensal, em virtude de algumas amostras apresentarem meses com escoamentos sempre nulos. Estão nestas circunstâncias as amostras de escoamentos nas estações hidrométricas de Couto de Andreiros e Vidigal (números de ordem 11 e 53) nos meses de Setembro e Agosto, respectivamente, para os quais não se procedeu à análise do desempenho dos modelos a nível mensal. Também no decurso do processo de geração resultaram sequências de N anos com escoamentos sempre nulos num dado mês, sendo igualmente impossível especificar o correspondente coeficiente de assimetria. Mesmo que tal facto ocorra apenas numa das 1200 séries sintéticas de N anos

geradas a partir da amostra de escoamentos numa dada estação hidrométrica, de modo a uniformizar procedimentos, optou-se por também não especificar o intervalo de confiança do coeficiente de assimetria dos escoamentos nesse mês e, conseqüentemente, por não analisar a preservação da estatística em menção. Os meses, num total de 16, em que tal aconteceu estão identificados no Quadro 3. Importa anotar que, exceptuando a assimetria, a análise da preservação das médias e dos desvios-padrão incidiu sobre $54 \times 12 = 148$ amostras de escoamentos mensais, número que, no caso daquele coeficiente, se reduziu, portanto, para 632.

Quadro 3 – Amostras em que não se analisou a preservação do coeficiente de assimetria dos escoamentos em um ou mais meses.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Meses em que não se analisou a preservação do coeficiente de assimetria ⁽¹⁾
	Código	Nome	
4	31K/03	Bodega	Setembro
11	18L/01	Couto de Andreiros	Julho; Agosto; Setembro
19	25G/02	Moinho do Bravo (1)	Julho; Agosto
23	27J/01	Monte da Ponte	Agosto
23	29L/01	Monte dos Fortes	Setembro
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	Agosto; Setembro
26	24I/01	Odivelas	Agosto; Setembro
49	24H/03	Torrão do Alentejo	Agosto
51	28L/02	Vascão	Setembro
53	30F/02	Vidigal	Agosto ; Setembro

(1) A negrito: os meses com registos de escoamento sempre nulos

Ao nível mensal, a aplicação dos modelos demonstrou que, no conjunto das 54 amostras analisadas, houve sempre preservação das médias dos escoamentos mensais sendo que os desvios-padrão e os coeficientes de assimetria não foram preservados em apenas três e dez meses, respectivamente.

A título de exemplo baseado nas estações hidrométricas de Açude Saimilo, Albernoa e Covas (números de ordem 1, 2 e 12, respectivamente), obtiveram-se as Figuras 4, 5 e 6 contendo a representação gráfica dos valores das estatísticas das amostras de escoamentos mensais e dos respectivos intervalos de confiança. Tais estações foram seleccionadas porque lhes correspondem alturas do escoamento anual médio de algum modo representativas dos valores extremos e intermédios em Portugal Continental: 634, 90 e 2214 mm, respectivamente. Os restantes resultados da análise a nível mensal foram

também resumidos no Quadro 4 que contém a identificação, pelos números de ordem atribuídos pelo Quadro 1, das amostras em que não houve preservação de estatísticas, com explicitação dos meses em que tal ocorreu, no total, antes referido, de três meses, no que respeita ao desvio-padrão, e de dez meses, relativamente ao coeficiente de assimetria. Importa esclarecer que os meses em que não se procedeu à apreciação da preservação do coeficiente de assimetria (Quadro 3) não intervêm na análise subjacente ao Quadro 4.

4. CONCLUSÕES

Foi desenvolvido e testado um procedimento integrado para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais. A aplicação do procedimento teve por base 54 amostras de escoamentos anuais e mensais, relativas a 53 estações

hidrométricas regularmente distribuídas por Portugal Continental. O modelo probabilístico utilizado na geração dos escoamentos anuais, baseado numa amostragem aleatória da distribuição de probabilidade da lei log-Pearson III, provou ser robusto na modelação de escoamentos anuais. Com efeito, a aplicação do modelo conduziu à preservação das estatísticas amostrais, apesar de as 54 amostras sobre as quais incidiu poderem exibir características estatísticas bastante diversas. Tal deve-se à versatilidade da lei log-Pearson III, conferida pelos seus três parâmetros. Uma vez que a modelação de escoamentos anuais se processa no campo das suas transformadas logarítmicas, é naturalmente

evitada a geração de escoamentos negativos. O método dos fragmentos também provou ser adequado para desagregar escoamentos anuais em mensais. O procedimento desenvolvido para definir automaticamente as classes de fragmentos, que provou conduzir a resultados muito bons, elimina totalmente qualquer incerteza no estabelecimento daquelas classes, aumentando assim a robustez e a generalidade do modelo de desagregação. O facto de os critérios de preservação das estatísticas amostrais terem sido cumpridos na quase totalidade das amostras indica claramente a adequação dos procedimentos propostos para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais.

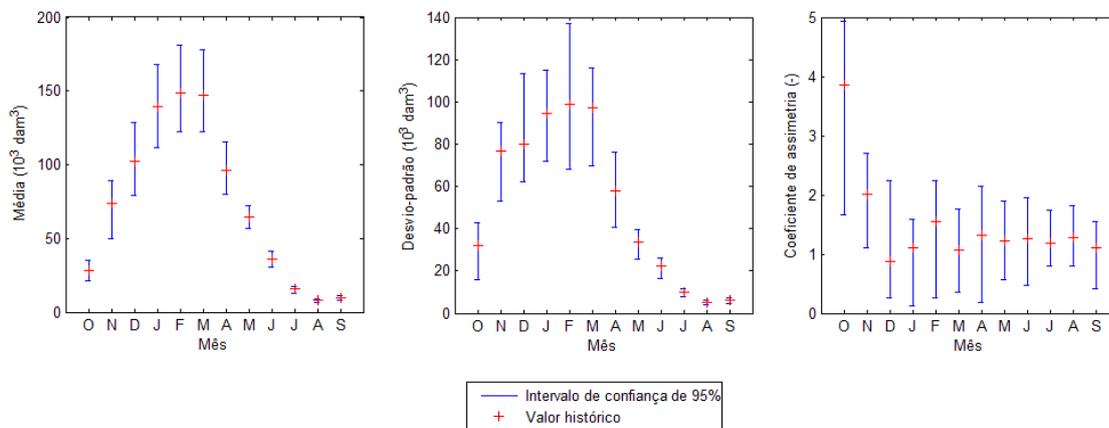


Figura 4 – Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Açude Saimilo (número de ordem 1).

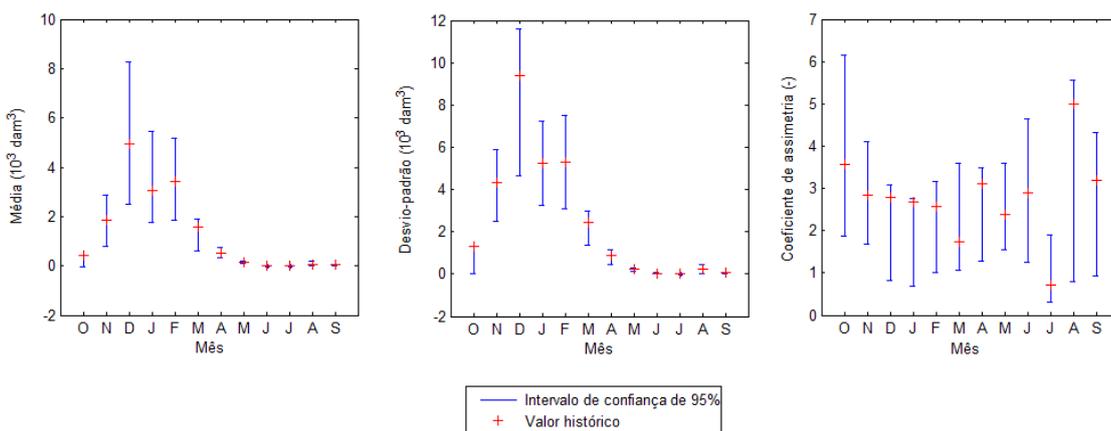


Figura 5 – Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Albernoa (número de ordem 2).

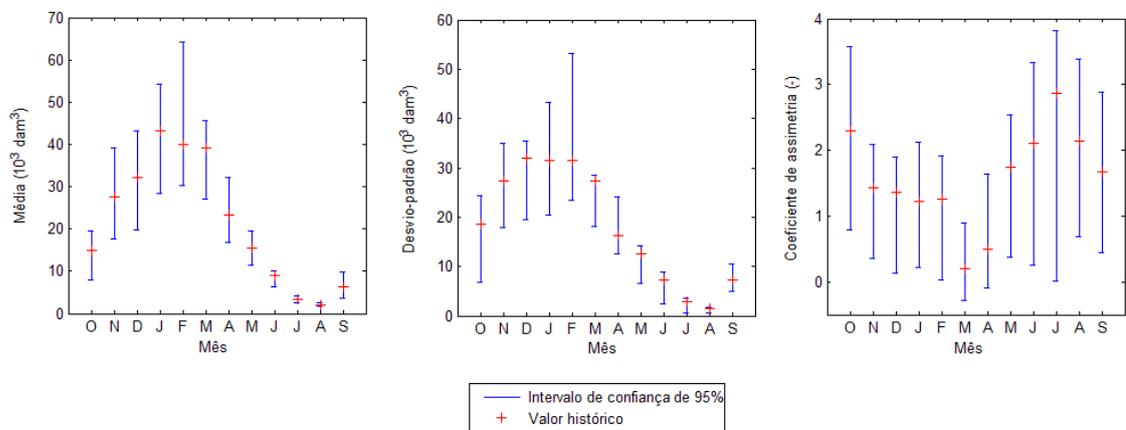


Figura 6 - Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Covas (número de ordem 12).

Quadro 4 - Resumo dos resultados da análise da preservação das estatísticas das amostras: números de ordem das amostras cujas médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria não foram preservados pelas respectivas séries sintéticas.

Estatística	Mês												Ano	
	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Logaritmo do escoamento	Escoamento
Média	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Desvio-padrão	19; 37	--	--	--	--	--	--	--	--	--	15	--	--	--
Coeficiente de assimetria	23	--	4	36; 37	--	--	54	10; 26	--	--	--	8; 10; 16	--	15

SIMBOLOGIA

Alfabeto latino

c	constante utilizada na transformação logarítmica
F	probabilidade de não-excedência
F_m	probabilidade de não-excedência limite de classe de fragmento
g_w	coeficiente de assimetria do logaritmo do escoamento anual
i	índice de ano
j	índice de mês
k	índice de ano; incremento de correlação
\ln	logaritmo natural
m	índice de série sintética; índice de classe de probabilidade
M	número de séries sintéticas geradas a partir de cada amostra

N	número de anos (das amostras e das séries sintéticas)
n_{frags}	número de fragmentos de uma classe de fragmentos
r_k	correlação de incremento k
s_w	desvio-padrão do logaritmo do escoamento anual
$s_{\hat{\theta}}$	desvio-padrão dos M valores de $\hat{\theta}^{(m)}$
W	logaritmo do escoamento anual
\bar{W}	média do logaritmo do escoamento anual
X	escoamento anual
\bar{X}	média do escoamento anual
\hat{X}	escoamento anual estimado
X_i	escoamento anual no ano i
X_k^*	escoamento anual de ordem k (ordenação por valores crescentes)
$\hat{X}_i^{(m)}$	escoamento no ano i da m -ésima série sintética

$X_{i,j}$	escoamento mensal no mês j do ano i
$X_{k,j}^*$	escoamento mensal no ano X_k^*
$\hat{X}_{i,j}^{(m)}$	escoamento no mês j do ano i da m -ésima série sintética
z	variável aleatória <i>Normal</i> (0,1)
$z_{1-\alpha/2}$	quantil $1-\alpha/2$ da distribuição Normal padrão

Alfabeto grego

α	nível de significância
ε	variável aleatória $U(0,1)$
ζ	factor de probabilidade da distribuição log-Pearson III
θ	estatística genérica de uma amostra
$\hat{\theta}^{(m)}$	estatística genérica da m -ésima série sintética
$\bar{\theta}$	média dos M valores de $\hat{\theta}^{(m)}$
ϕ	fragmento
ϕ_k	fragmento aplicável ao ano k
$\phi_i^{(m)}$	fragmento aplicável ao ano i da m -ésima série sintética.

BIBLIOGRAFIA

- ANDERSON, R.L. (1941). "Distribution of the serial correlation coefficients". *Annals of Math. Statistics*, 8(1), 1-13.
- ARSÉNIO, J.J.G. (2003). *Gestão de albufeiras: avaliação do potencial dos sistemas com recurso a séries sintéticas de escoamentos*, Lisboa (Portugal), Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa, Dissertação de Mestrado.
- CHOW, V.T., MAIDMENT, D.R., MAYS, L.W. (1988). *Applied Hydrology*, Singapore (Singapura), McGraw-Hill International Editions.
- GUIMARÃES, R.C.P.C. (2005). *Simulação no dimensionamento e gestão de sistemas de recursos hídricos. Geração de séries sintéticas de escoamento*, Évora (Portugal), Universidade de Évora, Dissertação de Doutoramento.
- MATHWORKS (2008). *MATLAB: the language of technical computing. Desktop tools and development environment, version 7*, EUA, The MathWorks.
- NAGHETTINI, M., PINTO, E.B.A. (2007). *Hidrologia estatística*, Belo Horizonte (Brasil), CPRM Serviço geológico do Brasil.
- PORTELA, M.M., QUINTELA, A.C. (2002). "Evaluation of the water resources in Portuguese watersheds without streamflow data", *Conferencia Internacional de organismos de Cuenca (International Conference of Basin Organizations)*, 6 p., Madrid, Espanha.
- RIBEIRO, P.J.S.F. (1996). *Dimensionamento do volume útil de albufeiras*, Lisboa (Portugal), Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa, Dissertação de Mestrado.
- SALAS, J.D., DELLEUR, J.W., YEVJEVICH, V., LANE, W.L. (1980). *Applied Modeling of Hydrologic Time Series*, Colorado (EUA), Water Resources Publications.
- SANTOS, E.G. (1983). *Disaggregation Modeling of Hydrologic Time Series*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado (EUA), Dissertação de Doutoramento.