

Caracterização de secas em bacias hidrográficas de Portugal Continental: aplicação do índice de precipitação padronizada, SPI, a séries de precipitação e de escoamento

(1) João Filipe SANTOS, (2) Maria Manuela PORTELA

(1) ESTIG, Beja, Portugal, joaof.santos@estig.ipbeja.pt; (2) IST, DECivil, SHRHA, Lisboa, Portugal, mps@civil.ist.utl.pt

RESUMO

Uma seca pode ser entendida como um período suficientemente longo com ausência ou deficiência marcada de precipitação e que causa um desequilíbrio hidrológico acentuado. Consoante as suas consequências, distinguem-se entre secas meteorológicas, agrícolas, hidrológicas e socioeconómicas.

A caracterização das secas pode incidir na sua intensidade, duração, frequência e área afectada. A intensidade relaciona-se com a gravidade da ausência ou insuficiência de precipitação, sendo normalmente avaliada por meio de índices de seca que caracterizem os défices hídricos, permitindo a sua comparação numa base comum. De entre tais índices, um dos mais utilizados, se não o mais utilizado, é o índice de precipitação padronizada, SPI (*standardized precipitation index*), que associa a precipitação a diferentes escalas temporais valores numéricos susceptíveis de serem comparados entre regiões com climas bastante distintos.

No âmbito da caracterização de secas em Portugal Continental, apresenta-se o formalismo matemático inerente ao cálculo do índice de precipitação padronizado. Tendo por base séries longas de precipitação e de escoamento em três bacias hidrográficas (casos de estudo), comparam-se os valores de SPI obtidos por aplicação àquelas séries da função de distribuição de Pearson III com parâmetros estimados pelos momentos L.

O estudo efectuado evidenciou existir uma boa correlação entre valores do índice de precipitação padronizada obtidos com base em precipitações e em escoamentos, correlação que se concluiu ser tanto melhor quanto maior a escala temporal a que se refere o índice. Resulta, assim, possível, detectar situações de escassez dos recursos hídricos de superfície por análise de amostras de precipitação com as vantagens daí decorrentes, dado que tais amostras são em número muito superior ao das amostras de escoamento e têm normalmente maior dimensão.

Palavras-chave: seca, índice de precipitação padronizada, SPI, momentos-L, lei de Pearson III.

1. ENQUADRAMENTO GERAL. OBJECTIVO

Uma seca é entendida como um período suficientemente longo com ausência ou deficiência marcada de precipitação (*“a sustained, extended deficiency in precipitation”*, WMO, 1986) e que causa um desequilíbrio hidrológico acentuado.

Consoante as consequências da carência hídrica, distinguem-se entre secas meteorológicas, agrícolas e hidrológicas. Para uma dada região, considera-se estar perante uma seca meteorológica (também designada por climatológica) quando a precipitação se mantém inferior à média de forma continuada ao longo do tempo. A seca agrícola ocorre quando se regista um défice de humidade no solo que não permite satisfazer as necessidades de crescimento de uma dada cultura em qualquer das suas fases de crescimento, enquanto que a seca hidrológica está associada a valores anormalmente baixos dos caudais fluviais e dos volumes armazenados em albufeiras e nos sistemas aquíferos. Considera-se, ainda, ocorrer uma seca sócio-económica quando a escassez de água é de tal ordem



acentuada que tem consequências negativas nas pessoas e nas actividades económicas, ou seja, na sociedade em geral.

As variáveis utilizadas para detectar e caracterizar as ocorrências de seca – variáveis instrumentais – variam consoante o tipo de seca. Assim, é habitual adoptar como variáveis instrumentais a precipitação, no caso de seca meteorológica, a que acrescem a temperatura, as condições de humidade no solo e imagens de satélite correspondentes ao estado da vegetação, no caso de seca agrícola. Os escoamentos nas linhas de água, os volumes armazenados em albufeiras e os níveis piezométricos de sistemas aquíferos constituem as variáveis instrumentais da seca hidrológica.

Para caracterizar, detectar, monitorizar e prever secas ou ainda para comparar secas recorre-se a indicadores que descrevem a magnitude (valor característico), a duração (permanência no tempo), a intensidade (gravidade da ausência ou insuficiência de água) e a extensão espacial (área em seca) dos eventos. Os indicadores de seca fazem intervir as variáveis instrumentais, podendo ser integrados em índices de seca, associados a escalas quantitativas e que são particularmente adequados à comparação, numa mesma base, de eventos de seca.

No âmbito brevemente mencionado, o trabalho a que se refere o presente artigo teve por objectivo averiguar a possibilidade de generalizar a aplicação do índice de precipitação padronizada, SPI (*standartized precipitation index*), a amostras de escoamento permitindo, desse modo, detectar as anomalias do regime fluvial que se esperam ocorrer em situação de seca hidrológica.

Importa mencionar que, não obstante a ampla aplicação do mencionado índice a valores da precipitação, são ainda escassas as suas utilizações em associação com outras variáveis hidrológicas (López *et al.*, 2009, Lajinha e Guerreiro, 2006, Seiler *et al.*, 2002), o que se julga merecer investigação adicional uma vez que, no essencial, o SPI é um índice padronizado de detecção de valores anómalos em relação a valores médios.

Após apresentação detalhada do formalismo matemático inerente ao cálculo do SPI, comparam-se os valores obtidos para esse índice por aplicação da função de distribuição de Pearson III com parâmetros estimados pelos momentos L a amostras longas de precipitação e de escoamento em três bacias hidrográficas de Portugal Continental (casos de estudo).

O estudo evidenciou existir uma boa correlação entre valores do SPI aplicados a amostras de precipitação e de escoamento, sendo a correlação tanto melhor quanto maior a escala temporal a que se refere o índice. Admite-se, assim, que a detecção de situações de escassez de água a nível dos recursos hídricos de superfície possa ser efectuada a partir apenas de amostras de precipitação, não só em número muito superior à das séries de escoamento, mas geralmente com maiores dimensões.

2. ÍNDICE DE PRECIPITAÇÃO PADRONIZADA, SPI

De entre os índices destinados a avaliar a intensidade das secas um dos mais utilizados, se não o mais utilizado, é o índice de precipitação padronizada, SPI (*standartized precipitation index*), desenvolvido por McKee *et al.*, 1993, no *Colorado Climate Center* do *Colorado State University*, CSU. Tal índice associa à precipitação a diferentes escalas temporais valores numéricos susceptíveis de serem comparados entre regiões com climas bastante distintos. As escalas de tempo mais frequentes são de 1, 3, 6, 12 e 24 meses sendo entendimento geral que as menores escalas, até 6 meses, permitem aceder à seca meteorológica e agrícola (défice de precipitação e de humidade no solo, respectivamente), entre os 9 e os 12 meses à seca hidrológica com escassez de água reflectida nos escoamentos e nos reservatórios artificiais (albufeiras), e a escala de tempo dos 24 meses permite perceber o impacto das secas nos aquíferos que, devido à sua resiliência, possuem uma capacidade de resposta mais lenta.

No essencial, o SPI fornece uma medida padronizada do deficit de precipitação. Para tanto, é calculado tendo por base amostras longas de precipitações mensais ou de precipitações acumuladas em grupos de meses, tipicamente, precipitações acumuladas em 3, 6, 12 e 24 meses consecutivos, conforme antes referido.

No pressuposto de que se dispõe de uma amostra de N anos de precipitações mensais, P_i , com $i = 1, \dots, 12N$, na **Figura 1** esquematizam-se as precipitações a considerar no cálculo do índice SPI quando aplicado numa base mensal (SPI1) ou aos valores acumulados de precipitação nos grupos de meses anteriormente especificados (SPI3, SPI6, SPI12, SPI24).

SPI1	SPI3	SPI6	SPI12	SPI24
P_1	$\sum_{i=1}^3 P_i$	$\sum_{i=1}^6 P_i$	$\sum_{i=1}^{12} P_i$	$\sum_{i=1}^{24} P_i$
P_2	$\sum_{i=2}^4 P_i$	$\sum_{i=2}^7 P_i$	$\sum_{i=2}^{13} P_i$	$\sum_{i=2}^{25} P_i$
P_3	$\sum_{i=3}^5 P_i$	$\sum_{i=3}^8 P_i$	$\sum_{i=3}^{14} P_i$	$\sum_{i=3}^{26} P_i$
...
P_{12N-24}	$\sum_{i=12N-24}^{12N-22} P_i$	$\sum_{i=12N-24}^{12N-19} P_i$	$\sum_{i=12N-24}^{12N-13} P_i$	$\sum_{i=12N-24}^{12N-1} P_i$
P_{12N-23}	$\sum_{i=12N-23}^{12N-21} P_i$	$\sum_{i=12N-23}^{12N-18} P_i$	$\sum_{i=12N-23}^{12N-12} P_i$	$\sum_{i=12N-23}^{12N} P_i$
P_{12N-22}	$\sum_{i=12N-22}^{12N-20} P_i$	$\sum_{i=12N-22}^{12N-17} P_i$	$\sum_{i=12N-22}^{12N-11} P_i$	
...	
P_{12N-12}	$\sum_{i=12N-12}^{12N-10} P_i$	$\sum_{i=12N-12}^{12N-7} P_i$	$\sum_{i=12N-12}^{12N-1} P_i$	
P_{12N-11}	$\sum_{i=12N-11}^{12N-9} P_i$	$\sum_{i=12N-11}^{12N-6} P_i$	$\sum_{i=12N-11}^{12N} P_i$	
P_{12N-10}	$\sum_{i=12N-10}^{12N-8} P_i$	$\sum_{i=12N-10}^{12N-5} P_i$		
...		
P_{12N-6}	$\sum_{i=12N-6}^{12N-4} P_i$	$\sum_{i=12N-6}^{12N-1} P_i$		
P_{12N-5}	$\sum_{i=12N-5}^{12N-3} P_i$	$\sum_{i=12N-5}^{12N} P_i$		
P_{12N-4}	$\sum_{i=12N-4}^{12N-2} P_i$			
P_{12N-3}	$\sum_{i=12N-3}^{12N-1} P_i$			
P_{12N-2}	$\sum_{i=12N-2}^{12N} P_i$			
P_{12N-1}				
P_{12N}				

Figura 1 – Constituição das amostras de precipitações mensais ou em grupos de meses a considerar para cálculo do SPI relativo a 1, 3, 6, 12 e 24 meses (respectivamente, SPI1, SPI3, SPI6, SPI12, SPI24). Nota: P_i identifica a precipitação no mês i do período de N anos, num total de $12N$ valores mensais, ou seja, $1 \leq i \leq 12N$.

Atendendo a que a cada precipitação é associado um valor de SPI, conclui-se que número de valores que constituem o índice SPI é de $12N$, caso a sua aplicação seja efectuada numa base mensal, e de $(12N-2)$, $(12N-5)$, $(12N-11)$ ou $(12N-23)$ para aplicação a agrupamentos de 3, 6, 12 e 24 meses consecutivos, respectivamente.

Fundamentalmente, o cálculo do SPI baseado numa amostra de precipitações a uma dada escala temporal requer o ajustamento a tal amostra de uma função de distribuição de probabilidades. O valor de SPI atribuído a cada precipitação não é mais do que o valor da normal reduzida para a probabilidade de não-excedência correspondente a essa precipitação, de acordo com a função de distribuição postulada.

O anterior conceito está esquematizado na **Figura 2** para o caso de aplicação da lei de Pearson III considerada por alguns autores como a que melhor se ajusta às séries de precipitações, quer mensais, quer acumuladas em diferentes grupos de meses (Vicente-Serrano, 2006) devido à grande flexibilidade que lhe é conferida pelos seus três parâmetros.

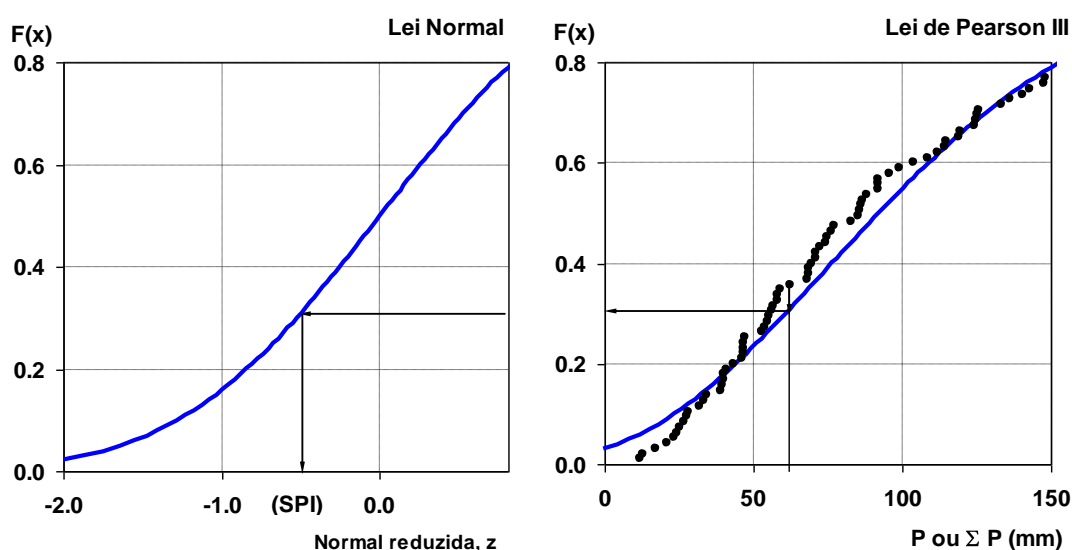


Figura 2 – Representação esquemática do procedimento de cálculo do SPI.

Os valores do índice SPI representam, portanto, precipitações padronizadas. Um valor do índice igual a zero é indicativo de que não houve desvios nos valores da precipitação relativamente à precipitação média no período analisado. Valores positivos do índice SPI indicam que a precipitação é superior à média e valores negativos indicam que a precipitação é inferior àquela média, como acontece em situações de seca meteorológica.

Menciona-se que Keyantash e Dracup, 2002, testaram a robustez de dezoito indicadores de seca tendo concluído que o SPI é o melhor indicador climático para identificar e quantificar a intensidade, duração e extensão espacial de secas, o que poderá justificar a sua ampla utilização. Actualmente o SPI é considerado em mais de 50 países (Tadesse, 2006), tanto no âmbito da investigação associada ao tema, como no da monitorização de secas. Em Portugal Continental tem sido testado com sucesso por autores como Paulo *et al.*, 2003, Paulo e Pereira, 2006, 2007 e 2008, Domingos, 2006, Moreira *et al.*, 2006 e 2008.

Algumas das principais vantagens do SPI resultam das suas seguintes características:

- grande flexibilidade, podendo ser aplicado em diferentes escalas temporais (Edwards e McKee, 1997, Hayes, 2003);

- menor complexidade, dado que tem aplicação bastante mais simples do que a de outros índices (Guttman, 1998, 1999);
- grande versatilidade podendo ser aplicado a outras variáveis hidrológicas, para além da precipitação (Won-Hee et al, 2000, Seiler *et al.*, 2002, e López-Moreno *et al.*, 2009);
- grande capacidade de adequação a situações climáticas distintas o que permite a sua aplicação na análise espacial, nomeadamente para comparar regiões distintas (Lloyd Hughes e Saunders, 2002, Vicente-Serrano, 2006, Hayes *et al.*, 1999, Bordi *et al.*, 2004, e Loukas e Vasiliades, 2004)

No **Quadro 1** indicam-se os valores propostos por McKee *et al.*, 1993, e por Agnew, 2000, para os intervalos de SPI correspondentes a secas com diferentes intensidades, bem como os respectivos intervalos de probabilidade de não-excedência, expressa em percentagem.

Quadro 1 – Correspondência entre valores de SPI e intensidades das secas.

De acordo com McKee <i>et al.</i> , 1993			De acordo com Agnew, 2000		
SPI	Intensidade da seca	Probabilidade de não excedência	SPI	Intensidade da seca	Probabilidade de não excedência
0.00 a -0.99	Ligeira	16.1 a 50.0%	<0.84 e >-0.84	Normal	60.0%
-1.00 a -1.44	Moderada	6.8 a 15.9%	<-0.84	Moderadamente seca	<20.0%
-1.50 a -1.99	Severa	2.3 a 6.7%	<-1.28	Seca	<10.0%
-2.00 ou menor	Extrema	< 2.3%	< -1.65	Muito seca	<4.9%

Os valores do SPI obtidos no âmbito do presente artigo basearam-se na aplicação da lei de Pearson III com parâmetros estimados pelo método dos momentos-L, conforme sugerido pela generalidade dos autores da especialidade.

As funções densidade de probabilidade, $f(x)$, e de distribuição de probabilidade, $F(x)$, da lei de Pearson III são dadas pelas seguintes equações:

$$f(x) = \frac{1}{\alpha \Gamma(\beta)} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)} \quad (1)$$

$$F(X) = \frac{1}{\alpha \Gamma(\beta)} \int_{\gamma}^{\infty} \left(\frac{x-\gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-\gamma}{\alpha}\right)} dx \quad (2)$$

nas quais x representa a variável objecto de aplicação daquela lei, Γ a função gama e α , β e γ são os parâmetros de forma, de escala e de localização, respectivamente. Segundo alguns autores, citados em Vicente-Serrano, 2006, o método dos momentos-L é mais adequado à estimação dos anteriores parâmetros.

Os momentos-L de ordem i , λ_i , correspondem a combinações lineares dos momentos ponderados por probabilidades (α_s , β_r), sendo definidos pelas seguintes equações, aplicáveis para ordens inferiores a três:

$$\begin{cases} \lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \\ \lambda_2 = \alpha_0 - 2 \alpha_1 = 2 \beta_1 - \beta_0 \\ \lambda_3 = \alpha_0 - 6 \alpha_1 + 6 \alpha_2 = 6 \beta_2 - 6 \beta_1 + \beta_0 \end{cases} \quad (3)$$

Por sua vez, para uma amostra de dimensão N cujos elementos foram previamente ordenados por valores crescentes, os momentos ponderados por probabilidade de ordem s , α_s , podem ser estimados por:

$$\alpha_s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (1 - F_i)^s x_i \quad (4)$$

em que x_i se refere ao elemento da amostra ordenada de ordem i ($1 \leq i \leq N$ e $x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_{i-1} \leq x_i \leq x_{i+1} \dots \leq x_{N-1} \leq x_N$) e F_i , à correspondente a probabilidade empírica de não-excedência que, nas aplicações efectuadas, foi calculada de acordo com Hosking, 1990, por aplicação da seguinte equação:

$$F_i = \frac{i-0.35}{N} \quad (5)$$

Uma vez obtidos os momentos-L e sabendo que o coeficiente de assimetria, τ_3 , é dado pelo quociente entre λ_3 e λ_2 , ou seja

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (6)$$

a estimação do parâmetro de escala da distribuição, β , processa-se de acordo com as equações:

$$\text{se } \tau_3 \geq 1/3: \quad \tau_m = 1 - \tau_3 \quad (7)$$

$$\beta = \frac{(0.36067\tau_m \quad 0.5967\tau_m^2 + 0.2536\tau_m^3)}{(1 \quad 2.7886\tau_m + 2.5609\tau_m^2 \quad 0.77045\tau_m^3)} \quad (8)$$

$$\text{se } \tau_3 < 1/3: \quad \tau_m = 3\tau_3^2 \quad (9)$$

$$\beta = \frac{(1 + 0.2906\tau_m)}{(\tau_m + 0.1882\tau_m^2 + 0.0442\tau_m^3)} \quad (10)$$

Na posse do valor do parâmetro β , os parâmetros de forma, α , e de localização, γ , são estimados por aplicação das seguintes equações:

$$\alpha = \sqrt{\pi} \lambda_2 \frac{\Gamma(\beta)}{\Gamma(\beta + 1/2)} \quad (11)$$

$$\gamma = \lambda_1 - \alpha\beta \quad (12)$$

sendo que o cálculo do parâmetro de forma, α , faz intervir a função gama, Γ , definida por:

$$\Gamma(z) = \int_0^{\infty} x^{z-1} e^{-x} dx \quad (13)$$

A resolução numérica da função gama utilizou a aproximação de Lanczos (Naghettini e Pinto, 2007), a qual, contudo, só tem solução para valores de z menores ou iguais a 140:

$$\Gamma(z) = \frac{\sqrt{2\pi}}{z} p_0 + \sum_{i=1}^6 \frac{p_i}{z+i} (z+5.5)^{z+0.5} e^{-(z+5.5)} \quad (14)$$

em que são:

$$\left\{ \begin{array}{l} p_0 = 1.000000000190015 \\ p_1 = 76.18009172947146 \\ p_2 = -86.50532032941677 \\ p_3 = 24.01409824083091 \\ p_4 = -1.231739572450155 \\ p_5 = 1.208650973866179 \times 10^{-3} \\ p_6 = -5.395239384953 \times 10^{-6} \end{array} \right. \quad (15)$$

Para valores superiores do argumento z , o quociente de funções gama que figura no cálculo do parâmetro forma, α , foi aproximado numericamente por:

$$\frac{\Gamma(\beta)}{\Gamma(\beta+1/2)} = \sqrt{\frac{1}{\beta}} + \frac{1}{8} \left(\frac{1}{\beta}\right)^{3/2} + \frac{1}{128} \left(\frac{1}{\beta}\right)^{5/2} - \frac{5}{1024} \left(\frac{1}{\beta}\right)^{7/2} \quad (16)$$

A anterior aproximação foi calculada para valores do parâmetro de escala da distribuição, β , compreendidos entre 1 e 10^6 , o que se admite incluir largamente o domínio de aplicação em vista.

Conforme se esquematizou na Figura 2, uma vez calculados os parâmetros da distribuição de Pearson III, a etapa seguinte respeita à inversão da respectiva função distribuição de probabilidade, ou seja, à estimativa da probabilidade de não-excedência que, de acordo com aquela distribuição, corresponde a cada valor da variável x .

Para resolver numericamente o integral da função distribuição de probabilidade da lei de Pearson III – eqn. (2) – recorreu-se à seguinte aproximação baseada na variável transformada, y , obtida a partir dos parâmetros da distribuição e da variável x , de acordo com:

$$y = \left(\frac{x - \gamma}{\alpha}\right) \quad (17)$$

Kendall e Stuart, 1963 (*in* Vicente-Serrano, 2006) propõem a transformação que se segue da variável y que aproxima a distribuição normal padrão, sempre que o número de registos for igual ou superior a 30:

$$u = \left[\left(\frac{\chi^2}{\nu}\right)^{1/3} + \frac{2}{9\nu} - 1 \right] \left(\frac{9\nu}{2}\right)^{1/2} \quad (18)$$

sendo

$$\begin{cases} \nu = 2\beta \\ \chi^2 = 2y \end{cases} \quad (19)$$

Tendo por base a variável u , a correspondente probabilidade de não-excedência, $F(u)$, obtêm-se através de (Abramowitz e Stegun, 1965):

$$F(u) = 1 - f(u) (b_1 t + b_2 t^2 + b_3 t^3 + b_4 t^4 + b_5 t^5) \quad (20)$$

sendo a variável auxiliar t definida por:

$$t = \frac{1}{1 + pu} \quad (21)$$

em que u deve ser positivo. Se tal não acontecer, prossegue-se com o seu simétrico, conducente a uma probabilidade de não-excedência complementar da pretendida, ou seja:

$$\begin{cases} -u = u \\ F(-u) = 1 - F(u) \end{cases} \quad (22)$$

As constantes t , b_1 , b_2 , b_3 , b_4 e b_5 da eqn. (20) têm os seguintes valores:

$$\begin{cases} p = 0.2316419 \\ b_1 = 0.319381530 \\ b_2 = -0.356563782 \\ b_3 = 1.781477937 \\ b_4 = -1.821255978 \\ b_5 = 1.330274429 \end{cases} \quad (23)$$

A função densidade de probabilidade, $f(u)$, que também surge na eqn. (20) é definida por:

$$f(u) = (a_0 + a_2 u^2 + a_4 u^4 + a_6 u^6 + a_8 u^8 + a_{10} u^{10})^{-1} \quad (24)$$



em que a_0, a_2, a_4, a_6, a_8 e a_{10} são constantes com os seguintes valores:

$$\begin{cases} a_0 = 2.5052367 \\ a_2 = 1.2831204 \\ a_4 = 0.2264718 \\ a_6 = 0.1306469 \\ a_8 = -0.0202490 \\ a_{10} = 0.0039132 \end{cases} \quad (25)$$

Apesar de a função de Pearson III não estar definida para $x=0$, as amostras de precipitação mensal em postos inseridos na latitude de Portugal podem apresentar zeros. Para atender a tal facto é necessário proceder à correcção da probabilidade de não-excedência $F(u)$ antes avaliada com base numa amostra a que foram retirados os zeros, de acordo com:

$$H(u) = q + (1-q)F(u) \quad (26)$$

onde q representa a probabilidade de a precipitação ser igual a zero, podendo ser avaliada por:

$$q = \frac{m}{N} \quad (27)$$

em que m é o número de intervalos de tempo com precipitação nula e N a dimensão da amostra de precipitação (Edwards, 2001).

A probabilidade $H(u)$ assim estimada é então transformada numa variável normal padrão com média nula e desvio-padrão unitário, o que corresponde a uma transformação de equiprobabilidade. O valor obtido é o SPI.

Para a referida transformação recorreu-se à seguinte aproximação (Abramowitz e Stegun, 1965):

$$SPI = w - \frac{c_0 + c_1 w + c_2 w^2}{1 + d_1 w + d_2 w^2 + d_3 w^3} \quad (28)$$

em que as constantes c_0, c_1, c_2, d_1, d_2 e d_3 tomam os seguintes valores:

$$\begin{cases} c_0 = 2.515517 \\ c_1 = 0.802853 \\ c_2 = 0.010328 \\ d_1 = 1.432788 \\ d_2 = 0.189269 \\ d_3 = 0.001308 \end{cases} \quad (29)$$

sendo w uma variável auxiliar estimada por:

$$w = \sqrt{-2 \ln(1-H(u))} \quad (30)$$

e devendo a probabilidade de não-excedência, $H(u)$ verificar:

$$[1-H(u)] \leq 0.5 \quad (31)$$

Caso contrário, faz-se intervir no cálculo de w o valor de $H(-u)$, com conseqüente troca do sinal assim obtido para SPI.

Com o intuito de facilitar cálculos futuros do SPI e dada a aparente menor facilidade desses cálculos, sistematizam-se, seguidamente, as etapas por que se processam, no pressuposto de se estar em presença de uma amostra constituída por precipitações ou por escoamentos mensais ou em grupos de meses.

1. Ordenação prévia e por valores crescentes dos valores da amostra.

2. Atribuição a cada valor x_i da amostra ordenada da correspondente probabilidade empírica de não-excedência, F_i , por aplicação da eqn. (5) em que i representa o número de ordem do elemento x_i na amostra ordenada.
3. Cálculo dos momentos ponderados por probabilidade de ordem 0, 1 e 2, α_0 , α_1 e α_2 por aplicação da eqn. (4).
4. A partir dos anteriores resultados, cálculo, de acordo com a eqn. (3) dos momentos-L, λ_1 , λ_2 e λ_3
5. Conhecidos os anteriores momentos, cálculo do coeficiente de assimetria, τ_3 – eqn. (6) – e, em conformidade com o valor desse coeficiente, do parâmetro de escala, β – eqns. (7) a (10).
6. Cálculo do parâmetro de forma, α , por aplicação da eqn. (11). Para tanto é necessário especificar o quociente entre funções gama que surge na eqn. (11) mediante utilização das eqns. (14) e (15) ou da eqn. (16), consoante o argumento da função gama seja menor ou igual a 140 ou não, respectivamente.
7. Cálculo do parâmetro de localização, γ , de acordo com a eqn. (12).
Está, assim, terminada a primeira etapa de especificação dos parâmetros de forma, α , de escala, β , e de localização da distribuição da amostra, γ , de acordo com o método dos momentos-L. As etapas que se seguem são aplicadas a cada valor x_i da amostra de modo a lhe fazer corresponder um valor do índice de precipitação padronizada, SPI.
8. Cálculo do valor da variável transformada u – eqn. (18) –, tendo-se previamente especificado os valores de γ , ν e χ^2 - eqns. (17) e (19).
9. Cálculo dos resultados fornecidos, primeiramente, pela eqns. (24) – $f(u)$ –, e, em segundo lugar, pela eqn. (20) – $F(u)$ –, tendo em conta as constantes definidas pelas eqns. (25) e (23), respectivamente, sendo que no caso daquela primeira equação é necessário especificar previamente o valor da variável auxiliar t – eqn. (21).
10. Correção do valor estimado no passo anterior para a probabilidade de não-excedência $F(u)$ tendo em conta a probabilidade da ocorrência de valores nulos na amostra. Para tanto, é necessário proceder à contagem prévia do número de elementos nulos na amostra e ao cálculo da respectiva probabilidade de ocorrência, q , por aplicação da eqn. (27). Mediante aplicação da eqn. (26), obtém-se, assim, a probabilidade de não-excedência corrigida, $H(u)$.
11. Considerando que $H(u)$ representa a função distribuição de probabilidade de uma variável aleatória com distribuição normal padrão – $N \sim (0,1)$ –, inversão da anterior função, mediante utilização das eqns. (28) a (31). O resultado obtido é o valor de SPI.

3. CASOS DE ESTUDO

Tendo por base as amostras de precipitações e de escoamentos mensais no período de 94 anos, compreendido entre 1910/11 e 2003/04, em três das dez bacias hidrográficas de estações hidrométricas para as quais Santos, 2008, obteve tais amostras, procedeu-se ao cálculo do índice de precipitação padronizada para diferentes escalas de tempo, com conseqüente comparação entre valores relativos, por um lado, a precipitações e, por outro lado, a escoamentos. As escalas de tempo adoptadas foram de 1, 3, 6 e 12 meses (SPI1, SPI3, SPI6 e SPI12, respectivamente), uma vez que se afigura de menor interesse a consideração de escalas maiores, sendo que a maior daquelas escalas de tempo já permite detectar situações de seca hidrológica com escassez de água reflectida nos escoamentos.

As três estações hidrométricas adoptadas como casos de estudo estão identificadas no **Quadro 2**, conjuntamente com algumas das respectivas características, retiradas de Santos, 2008, incluindo a especificação dos postos udométricos considerados na avaliação, pelo método de

Thiessen, das precipitações nas bacias hidrográficas daquelas estações. A **Figura 3** contém a representação esquemática das precipitações e dos escoamentos anuais nos casos de estudo. Importa mencionar que, de modo a dispor de informação contínua no período de 94 anos antes indicado, Santos, 2008, procedeu ao preenchimento, a nível mensal, das falhas exibidas pelas amostras de precipitações e de escoamentos para o que recorreu a modelos de regressão linear simples e ao modelo de Temez, respectivamente.

Quadro 2 – Estações hidrométricas adoptadas como casos de estudos.

Estação hidrométrica							Postos udométricos com influência na bacia hidrográfica da estação hidrométrica				
Designação	Corrdenadas cartográficas		Bacia hidrográfica principal	Curso de água	Área da bacia hidrográfica (km ²)	Escoamento anual médio ⁽¹⁾ (mm)	Designação	Corrdenadas cartográficas		Peso (-)	Precipitação anual média ponderada ⁽¹⁾ (mm)
	Distância à meridiana, M (m)	Distância à perpendicular, P (m)						Distância à meridiana, M (m)	Distância à perpendicular, P (m)		
Vinhais-Qta da Ranca (03P/01)	294575	538511	Rio Douro	Rio Tinhela	455	746	Moimenta da Raia (02P/01)	295869	553749	0.49	1196
							Montezinho (02Q/01)	311835	552285	0.21	
							Celas (03P/01)	300772	527894	0.07	
							Vinhais (02O/02)	293547	541066	0.23	
Vale Giestoso (03K/01)	235234	526829	Rio Beça	Ribeira de Xarrama	78	627	Cervos (03K/05)	237648	529753	0.33	1147
							Barracão (03K/06)	235207	532671	0.35	
							Firvidas (03K/04)	234153	535597	0.32	
							Alcáçovas (23J/01)	198404	158138	0.16	
Torrão do Alentejo (24H/03)	191592	148031	Rio Sado	Ribeira de Xarrama	468	157	Santiago Escoural (22H/02)	196954	174820	0.18	730
							Torrão (24H/01)	191598	147041	0.06	
							Viana do Alentejo (24J/01)	211058	151269	0.60	

(1) Período de 94 anos, entre 1910/11 e 2003/04.

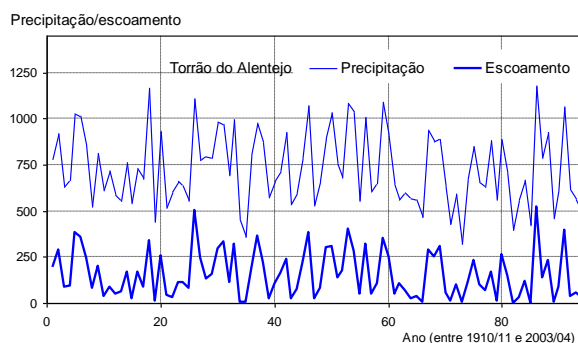
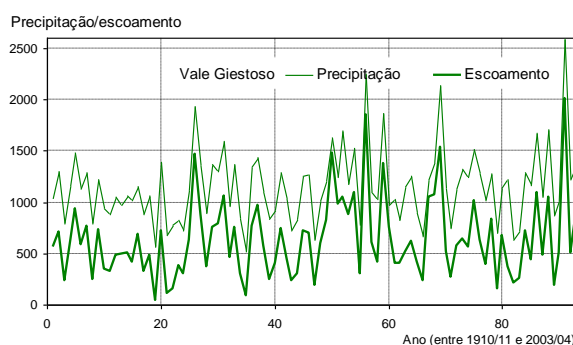
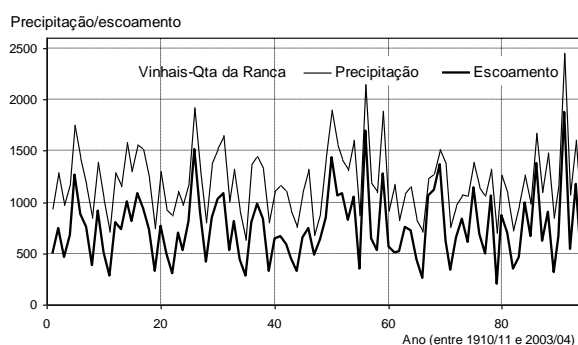


Figura 3 – Precipitações e escoamentos anuais nos três casos de estudo no período de 94 anos, entre 1910/11 e 2003/04 (Santos, 2008).

Antecedendo a análise da anterior informação, atendeu-se ao facto de a bibliografia da especialidade recomendar o tratamento prévio de dadas ocorrências particulares de escassez de água, designadamente, das secas de muito reduzida expressão e das secas mutuamente dependentes (López-Moreno *et al.*, 2009). As primeiras secas apresentam muito curta duração e muito baixa magnitude, ou seja, são muito pouco relevantes do ponto de vista hidrológico, embora dificultem significativamente a análise do fenómeno devido à informação espúria que nele introduzem. As secas mutuamente dependentes ocorrem normalmente em sucessivos períodos de tempo separados por

ocorrências muito pontuais de valores da variável instrumental acima do limiar conducente à identificação de uma seca. Resulta, assim, a fragmentação de um período de seca com maior duração em vários períodos parcelares de seca os quais devem ser combinadas num único evento de modo a realçar a intensidade da seca que efectivamente lhes está associada.

De entre os possíveis procedimentos destinados a combinar secas mutuamente dependentes recorreu-se à técnica da média móvel que apresenta a vantagem de, simultaneamente, permitir expurgar das séries de SPI as secas sem expressão efectiva. No caso das sequências de valores de SPI12 o incremento adoptado para a média móvel foi de 5, em conformidade com o proposto por López-Moreno *et al.*, 2009. Atendendo a que as restantes escalas de tempo de cálculo dos valores de SPI (1, 3 e 6 meses) aglutinam menos meses, optou-se por considerar um maior incremento da média móvel, designadamente de 10, de modo a obter efeitos de “alisamento” (*smoothing*) com ordens de grandeza equivalentes.

Os resultados obtidos são apresentados na **Figura 4** a qual contém, para cada caso de estudo e para as diferentes escalas temporais, a representação dos valores do índice de precipitação padronizada tendo por base amostras de precipitação e de escoamento, bem como a representação das respectivas médias móveis.

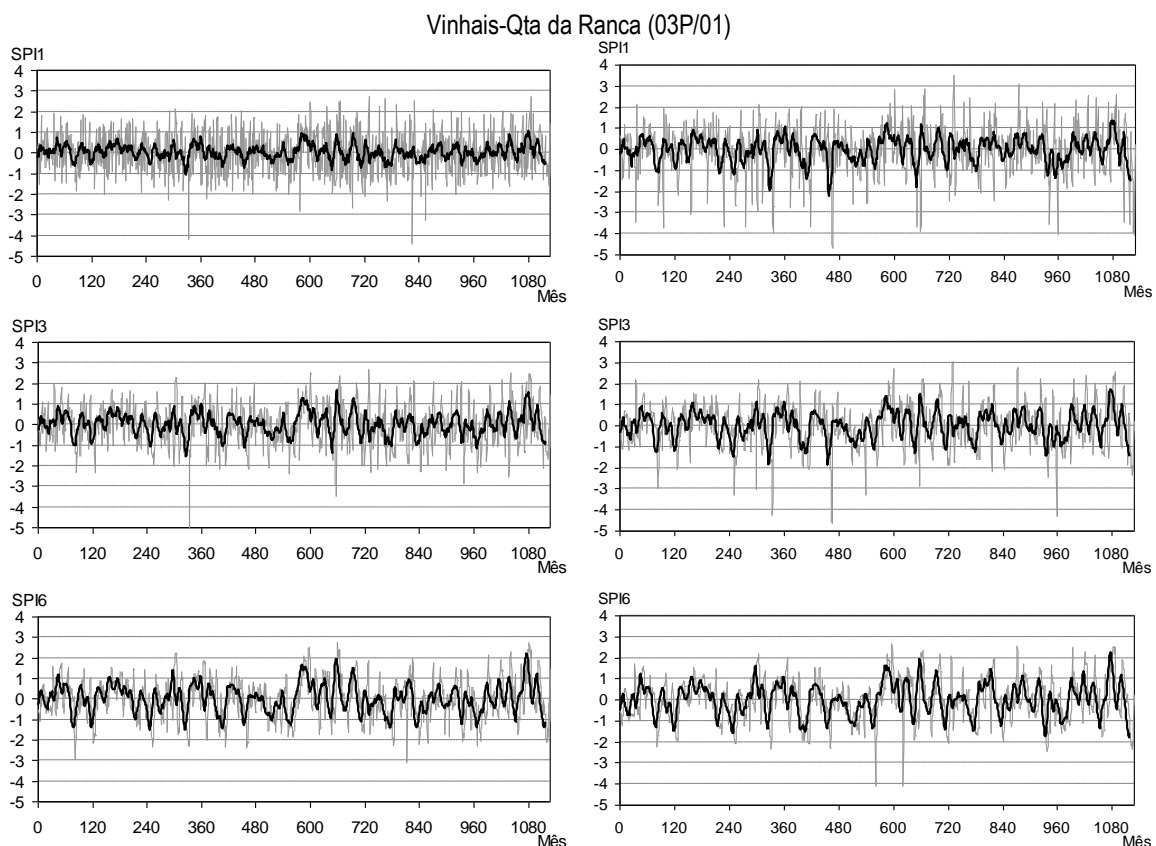


Figura 4 – SPI a 1, 3, 6 e 12 meses (SPI1, SPI3, SPI6 e SPI12), aplicado a precipitações (à esquerda) e a escoamentos (à direita). A traço fino, valores do SPI; a traço mais grosso e mais escuro, valores das médias móveis (incremento de 10 para SPI1, SPI3 e SPI6 e de 5 para SPI12).

Vinhais-Qta da Ranca (03P/01) (continuação)

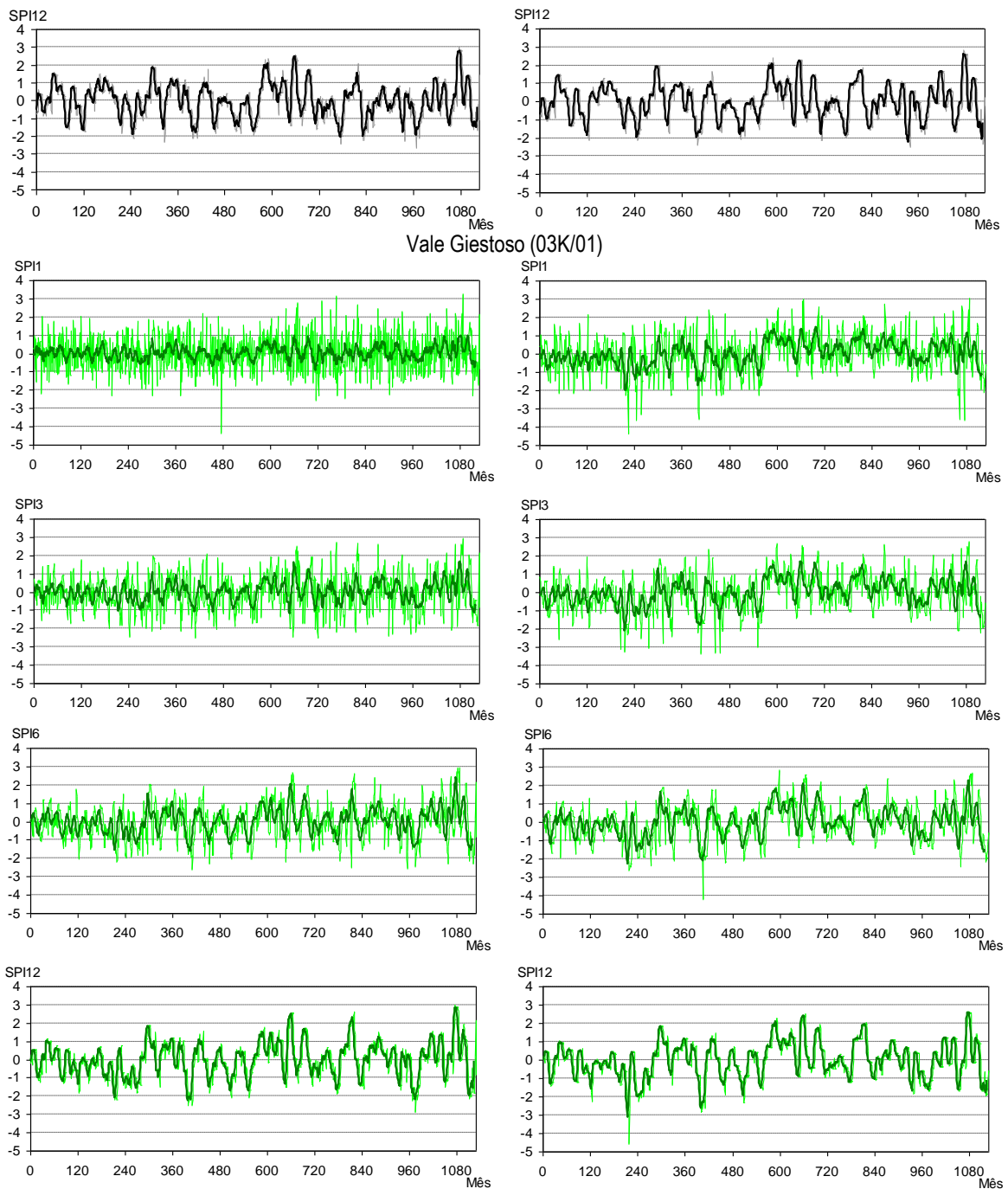


Figura 4 (continuação) – SPI a 1, 3, 6 e 12 meses (SPI1, SPI3, SPI6 e SPI12), aplicado a precipitações (à esquerda) e a escoamentos (à direita). A traço fino, valores do SPI; a traço mais grosso e mais escuro, valores das médias móveis (incremento de 10 para SPI1, SPI3 e SPI6 e de 5 para SPI12).

Torrão do Alentejo (24H/03)

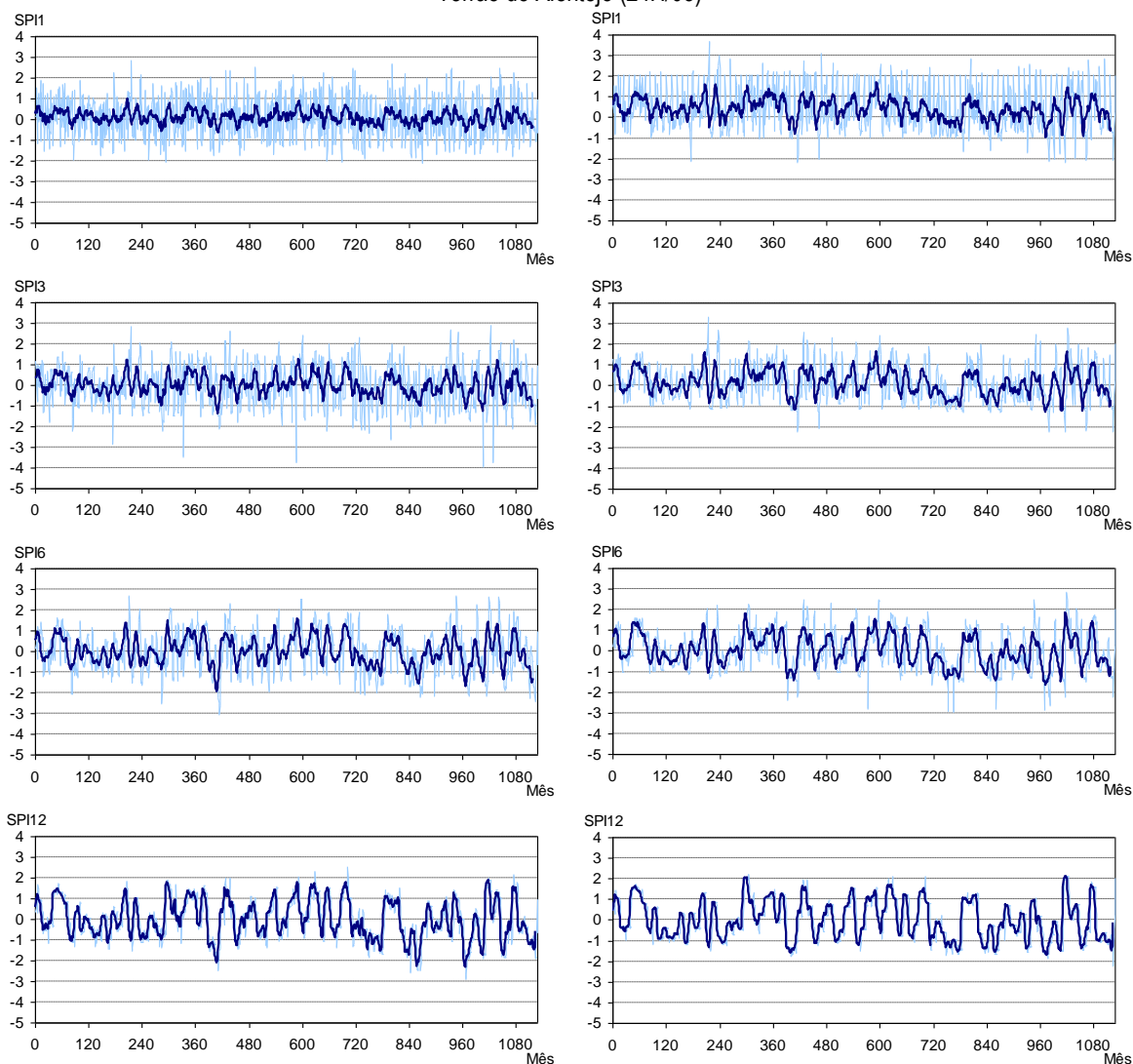


Figura 4 (continuação) – SPI a 1, 3, 6 e 12 meses (SPI1, SPI3, SPI6 e SPI12), aplicado a precipitações (à esquerda) e a escoamentos (à direita). A traço fino, valores do SPI; a traço mais grosso e mais escuro, valores das médias móveis (incremento de 10 para SPI1, SPI3 e SPI6 e de 5 para SPI12).

Considerando de modo separado as sequências de SPI referentes a precipitações e a escoamentos, identificaram-se, seguidamente, as ocorrências de seca, as quais foram agrupadas e analisadas por caso de estudo e por escala temporal. Para o efeito, considerou-se estar perante uma seca quando para o correspondente SPI se obteve um valor inferior ou igual ao limiar de -0.84, proposto por Agnew, 2000, antes especificado no **Quadro 1**. Para cada conjunto de secas assim obtido especificou-se o número de ocorrências, o menor valor do SPI e a média e o desvio-padrão dos SPI referentes àquelas ocorrências. Tais resultados são apresentados no **Quadro 3**.

De modo a permitir comparar as secas detectadas tendo por base precipitações e escoamentos, sombrearam-se, no anterior quadro e para cada caso de estudo e escala temporal, as ocorrências que se consideraram como mais gravosas, por:

- i) serem em maior número (mais secas),
- ii) apresentarem menor valor mínimo do SPI (seca extrema com maior intensidade),
- iii) terem menor média (em média, secas mais intensas) ou
- iv) terem maior desvio-padrão (maior variabilidade temporal do fenómeno).

Quadro 3 – Secas correspondentes a valores de SPI inferiores ou iguais a -0.84, obtidos de modo separado a partir de amostras de precipitação e de escoamento. Características relativas a cada caso de estudo e a cada escala temporal.

Estação hidrométrica	Ocorrência de seca	SPI1		SPI3		SPI6		SPI12	
		Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento
Vinhais-Qta da Ranca	Número de ocorrências	233	211	226	233	225	221	235	243
	Valor mínimo	-4.416	-4.681	-4.997	-4.602	-3.117	-4.103	-2.634	-2.521
	Média	-1.318	-1.653	-1.407	-1.429	-1.393	-1.438	-1.385	-1.379
	Desvio-padrão	0.459	0.883	0.509	0.618	0.429	0.466	0.360	0.381
Vale Giestoso	Número de ocorrências	217	238	227	225	226	226	234	231
	Valor mínimo	-4.356	-4.390	-2.538	-3.378	-2.625	-4.195	-2.858	-4.573
	Média	-1.305	-1.374	-1.389	-1.413	-1.393	-1.407	-1.401	-1.419
	Desvio-padrão	0.401	0.569	0.406	0.505	0.397	0.449	0.403	0.512
Torrão do Alentejo	Número de ocorrências	193	84	240	159	227	241	228	257
	Valor mínimo	-2.082	-2.161	-3.930	-2.250	-3.067	-2.936	-2.895	-2.212
	Média	-1.246	-1.161	-1.357	-1.111	-1.368	-1.218	-1.327	-1.212
	Desvio-padrão	0.280	0.408	0.471	0.284	0.394	0.369	0.409	0.237

Verifica-se, assim, que no caso das bacias hidrográficas das estações hidrométricas de Vinhais-Quinta da Rança e de Vale Giestoso, as secas identificadas com base em escoamentos apresentam, relativamente às secas identificadas a partir de precipitações, características frequentemente mais gravosas, com excepção da escala temporal de 12 meses naquela primeira bacia hidrográfica. Na bacia hidrográfica da estação hidrométrica de Torrão do Alentejo, a situação geral inverte-se, ou seja, as secas detectadas a partir das amostras de precipitações são mais gravosas, com excepção da escala mensal em que existe alguma indefinição.

O **Quadro 4** contém informação em tudo equivalente à do **Quadro 3** embora obtida após “tratamento” das sequências de SPI por aplicação de médias móveis, tendo em vista remover as secas mutuamente dependentes e as secas espúrias de muito reduzida expressão, como antes justificados.

Quadro 4 – Secas correspondentes às médias móveis dos valores de SPI inferiores ou iguais a -0.84, obtidos de modo separado a partir de amostras de precipitação e de escoamento. Características relativas a cada caso de estudo e a cada escala temporal (média móvel de incremento 10, para escalas temporais inferiores ou iguais a 6 meses, e de incremento 5, para a escala temporal de 12 meses)

Estação hidrométrica	Ocorrência de seca	SPI1		SPI3		SPI6		SPI12	
		Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento	Séries de precipitação	Séries de escoamento
Vinhais-Qta da Ranca	Número de ocorrências	5	99	76	123	148	170	223	224
	Valor mínimo	-1.055	-2.219	-1.589	-1.871	-1.529	-1.779	-2.047	-2.207
	Média	-0.950	-1.190	-0.990	-1.147	-1.125	-1.195	-1.330	-1.357
	Desvio-padrão	0.080	0.320	0.159	0.220	0.187	0.218	0.289	0.318
Vale Giestoso	Número de ocorrências	2	116	56	137	137	179	227	221
	Valor mínimo	-0.928	-2.021	-1.175	-2.108	-1.590	-2.243	-2.246	-3.089
	Média	-0.887	-1.137	-0.943	-1.177	-1.119	-1.218	-1.321	-1.389
	Desvio-padrão	0.058	0.258	0.087	0.271	0.188	0.313	0.361	0.448
Torrão do Alentejo	Número de ocorrências	0	6	42	51	91	144	198	248
	Valor mínimo	--	-0.968	-1.359	-1.275	-1.927	-1.660	-2.335	-1.679
	Média	--	-0.892	-0.994	-1.014	-1.188	-1.118	-1.293	-1.169
	Desvio-padrão	--	0.049	0.134	0.129	0.276	0.200	0.378	0.216

Para as duas primeiras bacias hidrográficas, os resultados do anterior quadro reforçam os do quadro precedente, esclarecendo, inclusivamente, a situação menos clara relativa ao SPI12 em Vinhais-Quinta da Ranca. Na última bacia, continuam a apontar mais frequentemente as secas definidas a partir de precipitações como mais gravosas. Julga-se interessante registar a diminuição das ocorrências de secas, designadamente para as menores escalas temporais em que a filtragem por médias móveis removeu um número muito significativo de eventos de secas sem expressão efectiva.

Os resultados dos **Quadros 3 e 4** de algum modo sugerem que, havendo maior disponibilidade hídrica (caso das bacias hidrográficas das estações hidrométricas de Vinhais-Quinta da Rança e de Vale Giestoso), as anomalias em relação às condições médias reflectem-se mais expressivamente nos escoamentos, enquanto que em condições de reduzida disponibilidade hídrica (caso da bacia hidrográfica da estação hidrométrica de Torrão do Alentejo) tais escoamentos sendo, já por si, persistentemente reduzidos, exibem menor variabilidade quando devidamente padronizados, a qual

resulta assim mais evidente nas precipitações. Importa, contudo, anotar que as diferenças entre valores obtidos a partir da análise de precipitações e de escoamentos são muito reduzidas, sugerindo a possibilidade de utilizar uma ou outra informação hidrológica.

Por fim e considerando apenas as sequências de SPI expurgadas das secas mutuamente dependentes e das sucessivas pequenas secas espúrias por aplicação de médias móveis, obtiveram-se, para cada caso de estudo e para cada escala temporal, os coeficientes de correlação entre valores do SPI estabelecidos a partir de precipitações e de escoamentos.

Para tanto e a par com a consideração de valores de SPI definidos para um mesmo instante ($\Delta=0$), introduziram-se desfasamentos temporais, fazendo corresponder a cada SPI obtido a partir de precipitações (ou de precipitações acumuladas) o SPI calculado a partir de escoamentos (ou de escoamentos acumulados) desfasados de Δ meses, sendo Δ um número inteiro positivo indicativo de escoamentos (ou de escoamentos acumulados) ocorrendo em intervalos de tempo posteriores aos das precipitações. Os coeficientes de correlação alcançados não considerando qualquer desfasamento ($\Delta=0$) e para os desfasamentos de 1, 2 e 3 ($\Delta=1, 2, 3$) são apresentados no **Quadro 4**.

Quadro 4 – Coeficientes de correlação entre médias móveis de valores de SPI calculados com base em precipitações e em escoamentos relativos a intervalos de tempo coincidentes ($\Delta=0$) e desfasados de Δ meses.

		Vinhais-Qta da Ranca	Vale Giestoso	Torrão do Alentejo
SPI1	$\Delta=0$	0.8264	0.6936	0.7532
	$\Delta=1$	0.8466	0.7098	0.7908
	$\Delta=2$	0.8157	0.6856	0.7725
	$\Delta=3$	0.7529	0.6351	0.7184
SPI3	$\Delta=0$	0.9176	0.8391	0.8331
	$\Delta=1$	0.9289	0.8518	0.8516
	$\Delta=2$	0.8914	0.8253	0.8287
	$\Delta=3$	0.8174	0.7674	0.7754
SPI6	$\Delta=0$	0.9396	0.9146	0.9032
	$\Delta=1$	0.9436	0.9240	0.9077
	$\Delta=2$	0.9146	0.9030	0.8832
	$\Delta=3$	0.8574	0.8554	0.8347
SPI12	$\Delta=0$	0.9485	0.9475	0.9368
	$\Delta=1$	0.9476	0.9515	0.9429
	$\Delta=2$	0.9173	0.9272	0.9209
	$\Delta=3$	0.8624	0.8786	0.8750

O anterior quadro evidencia que, com uma única excepção, os mais elevados coeficientes de correlação ocorrem para $\Delta=1$, ou seja, envolvem SPI calculados com base em precipitações mensais ou precipitações acumuladas em grupos de meses e nos escoamentos nos meses seguintes ou acumulados a partir dos meses seguintes. A única excepção envolve SPI12 na bacia hidrográfica de Vinhais-Qta da Ranca, sendo que os coeficientes de correlação para $\Delta=0$ (0.9485) e para $\Delta=1$ (0.9476) são praticamente iguais. O facto de as melhores correlações se alcançarem para $\Delta=1$ admite-se que resulte muito simplesmente do deferimento temporal que existe entre a precipitação e o escoamento originada por essa precipitação. O **Quadro 4** mostra também de forma muito clara que a dependência entre valores de SPI em comparação é tanto maior quanto maior a escala temporal (valores do coeficiente de correlação progressivamente maiores para as maiores escalas temporais).

A terminar, elaborou-se a **Figura 5** com a representação gráfica, para os diferentes casos de estudo e escalas temporais, dos pares de valores de SPI avaliados a partir de precipitações e de escoamento a que correspondem os coeficientes de correlação explicitados no **Quadro 4** para $\Delta=1$.

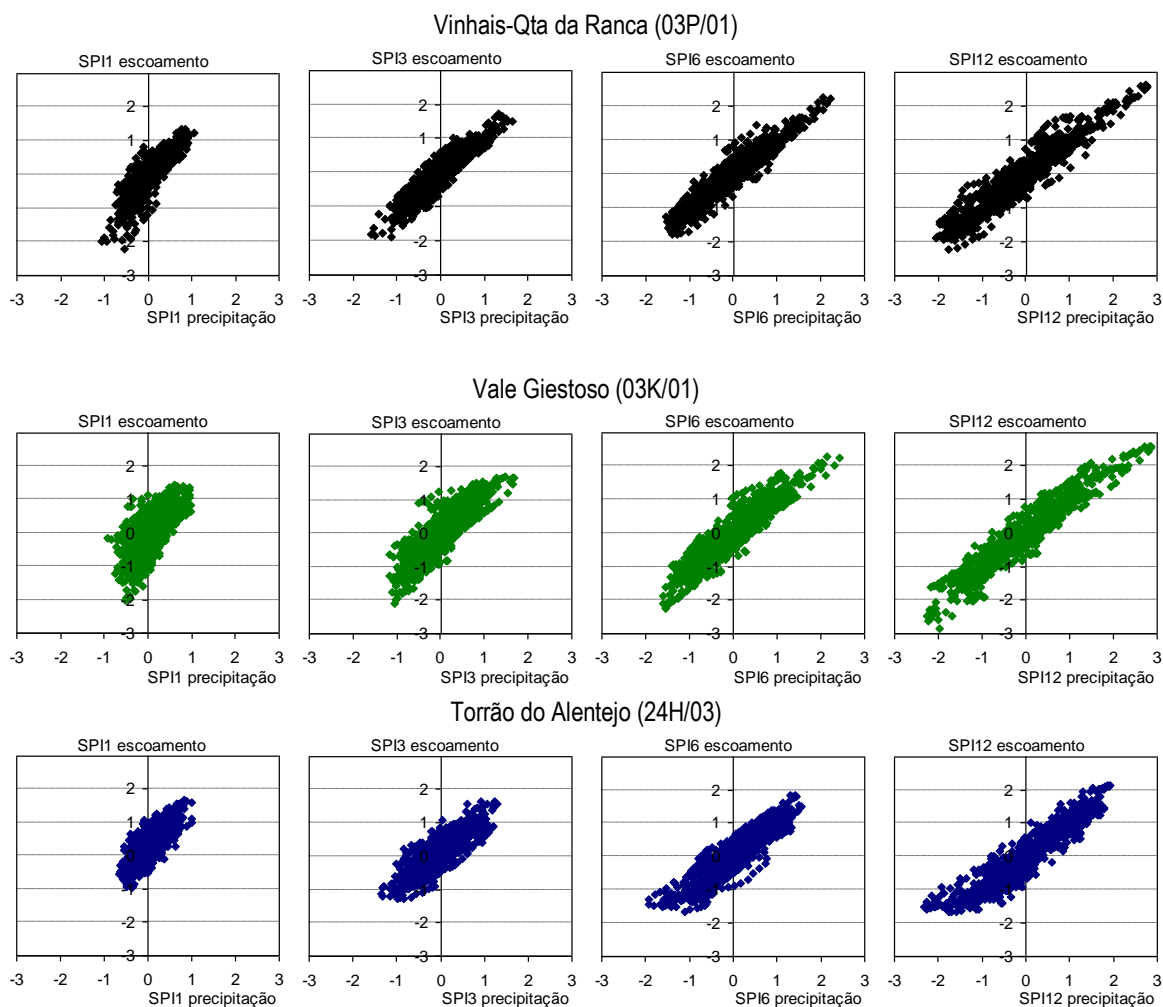


Figura 5 – Dependência entre médias móveis de valores de SPI calculados a partir de precipitações (eixos das abcissas) e de em escoamentos desfasados de um mês (eixos das ordenadas).

4. BREVES CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo efectuado evidenciou existir uma boa correlação entre valores do índice de precipitação padronizada obtidos com base em precipitações e em escoamentos, correlação que se concluiu ser tanto melhor quanto maior a escala temporal a que se refere o índice. As melhores correlações entre índices de secas calculados a partir de precipitações e de escoamento foram alcançadas por introdução do desfasamento temporal de um mês entre aqueles índices, circunstância que, embora carecendo de investigação adicional, se admite resultar do deferimento temporal que necessariamente existe entre a precipitação e o escoamento que a mesma origina

De um modo geral, o estudo indica claramente a possibilidade de detectar situações de escassez dos recursos hídricos de superfície por análise de amostras de precipitação com as vantagens daí decorrentes, dado que tais amostras são em número muito superior ao das amostras de escoamento e têm normalmente maior dimensão.

BIBLIOGRAFIA

Abramowitz, M.; Stegun, I. (Eds), 1965. *Handbook of Mathematical Functions*, Dover Pub., New York
 Agnew C.T., 2000. Using the SPI to identify drought. *Drought Network News* 12:6–12

- Bordi I.; Fraedrich K.; Petitta M.; Sutera A., 2004. Large-scale analysis of drought in Europe using ncep/ncar and era-40 re-analysis data sets. Proceedings of EWRA Symposium on Water resources management: risks and challenges for the 21st century, September 2-4, 2004 Izmir, Turkey; edited by N. B. Harmancioglu et al.
- Domingos S.I.S., 2006. *Análise do índice de seca Standardized Precipitation Index (SPI) em Portugal Continental e sua comparação com o Palmer Drought Severity Index (PDSI)*. Tese de Licenciatura, Faculdade de ciências, Universidade de Lisboa.
- Edwards D.C.; McKee T.B., 1997. *Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple time scales*. Atmospheric Science Paper no. 634, Colorado State Univ., Fort Collins, Colorado, USA.
- Guttman N.B., 1999. Accepting the standartized precipitacion index: a calculation algorithm. *Journal of the American Water Resources Association*, 35: 311-322.
- Guttman N.B., 1998. Comparing the Palmer drought index and the Standardized Precipitation Index. *Journal of the American Water Resources Association* 34: 113–121.
- Hayes M., 2003. Drought Indices. <http://www.drought.unl.edu/whatis/indices.htm>.
- Hayes, M.J.; Svoboda M.D.; Wilhite D.A; Vanyarkho O.V., 1999. Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80, 429-438.
- Kendall, M.G. e Stuart, A., 1963. *The advanced theory of statistics , Vol. I: Distribution theory*. Griffin. Londres.
- Keyantash, J.; Dracup, J.A.; 2002. The Quantification of Drought: An Analysis of Drought Indices. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 83 (8), 1167-1180.
- Lajinha, M.T.; Guerreiro, M.J., 2006. Análise de Correlação entre o escoamento e o índice de precipitação padronizada SPI (Standardized Precipitation Index) na bacia hidrográfica do rio Lima. In: Revista da Faculdade De Ciência e Tecnologia, Universidade Fernando Pessoa, 3,28-39.
- Lloyd-Hughes B.; Saunders M.A., 2002. Seasonal prediction of European spring precipitation from El Niño–Southern Oscillation and local sea-surface temperatures. *Int. J. Climatol.*, 22, 1–14.
- López-Moreno, J.I.; Vicente-Serrano, S.M.; Beguería, S.; García-Ruiz, J.M.; Portela, M.M.; Almeida, A.B., 2009, Dam effects on droughts magnitude and duration in a transboundary basin: The Lower River Tagus, Spain and Portugal, *Water Resour. Res.*, 45, W02405, doi:10.1029/2008WR007198
- Loukas A.; Vasiliades L., 2004. Probabilistic Analysis of Drought Spatiotemporal Characteristics in Thessaly Region, Greece. *Natural Hazards and Earth Systems Sciences*; 4: 719-731.
- McKee T.B.N.; Doesken J.; Kleist J., 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In: Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology (Anaheim, California, USA). American Meteorology Society, 179–184.
- Moreira E.E.; Coelho C.A.; Paulo A.A.; Pereira L.S.; Mexia J.T., 2008. SPI-based drought category prediction using loglinear models. *J. Hydrology*, doi:10.1016/j.jhydrol.2008.03.002
- Moreira E.E.; Paulo A.A.; Pereira L.S.; Mexia J.T., 2006. Analysis of SPI drought class transitions using loglinear models. *J Hydrology* 331: 349-359.
- Naghettini M.; Pinto E.J.A., 2007. *Hidrologia Estatística*. Serviço Geológico do Brasil, Belo Horizonte, Brasil.
- Paulo A.A.; Pereira L.S.; Matias P.G., 2003. Analysis of local and regional droughts in southern Portugal using the theory of runs and the Standardised Precipitation Index, in G. Rossi, A. Cancelliere, L. S. Pereira, T. Oweis, M. Shatanawi, A. Zairi (Eds.) *Tools for Drought Mitigation in Mediterranean Regions*, pp. 55-78. Kluwer, Dordrecht.

- Paulo A.A.; Pereira L.S.; 2006. Drought concepts and characterization. Comparing drought indices applied at local and regional scales. *Water International* 31(1): 37-49.
- Paulo A.A., Pereira L.S., 2007. Prediction of SPI drought class transitions using Markov chains. *Water Resour. Manage.* 21: 1813-1827.
- Paulo, A.A.; Pereira, L.S., 2008. Stochastic prediction of drought class transitions, *Water Resources Management*, 22(9), 1277-1296.
- Santos, J. F., 2008, *Alterações em séries de variáveis hidro-climatológicas: seus efeitos nos volumes de água a fornecer para rega e na fiabilidade do fornecimento desses volumes a partir de albufeiras*, MSc Thesis. IST, Lisbon, Portugal (in Portuguese).
- Seiler R.A.; Hayes M.; Bressan L., 2002. Using the standartized precipitation index for flood risk monnitoring. *International Journal of Climatology*, 22, 1365-1376.
- Tadesse T., 2006. *Drought Indices: Overview and application*. National Drought Mitigation Center, University of Nebraska, Lincoln, USA.
- Vicente-Serrano, S. M., 2006. Differences in spatial patterns of drought on different time scales: an analysis of the Iberian Peninsula, *Water Resources Management*, 20, 37-60.
- WMO. 1986. *Report on drought and countries affected by drought during 1974—1985*. Tech. rept. World Meteorological Organization, Geneva.
- Won-Hee Y.; Hung-Soo K.; Byung-Ha S., 2000. Applications of Standardized Precipitation Index to Streamflows.