

Variabilidade Temporal e Espacial das Secas em Portugal Continental

(¹) João Filipe SANTOS, (²) Inmaculada PULIDO-CALVO, (³) Maria Manuela PORTELA

(¹) ESTIG, IPBeja, Beja, Portugal, joaof.santos@estig.ipbeja.pt; (²) Dpto. Ciencias Agroforestales, EPS, Universidad de Huelva, Huelva, España, ipulido@uhu.es; (³) IST, DECivil, SHRHA, Lisboa, Portugal, mpe@civil.ist.utl.pt

RESUMO

É apresentada uma análise de secas em Portugal Continental baseada em séries de precipitação mensal, de Setembro de 1910 a Outubro de 2004, em 144 postos udométricos uniformemente distribuídos pelo País.

Os eventos de seca foram caracterizados pelo índice de precipitação padronizada, SPI (*Standardized Precipitation Index*), aplicado a diferentes escalas temporais, designadamente 1, 6 e 12 meses consecutivos, 6 meses de Abril a Setembro e 12 meses de Outubro a Setembro. Para o estudo dos padrões temporal e espacial das secas aplicou-se às séries de SPI a análise de componentes principais (PCA) e a análise de clusters não-hierárquica, algoritmo de k-médias (KMC). Desta forma obtiveram-se três regiões diferentes e espacialmente bem definidas com diferentes padrões temporais de seca: norte, centro e sul de Portugal. Os padrões dos SPI obtidos com base na análise de componentes principais e na análise de clusters foram testados recorrendo a análise espectral, utilizando o algoritmo da transformada rápida de Fourier, tendo-se obtido um ciclo de 3.6 anos no padrão representativo do sul de Portugal e ciclos de 2.4 e 13.4 anos, no do norte do País. Conclui-se, assim, que a análise dos períodos de seca suporta a ocorrência de ciclos mais frequentes de seca no sul (secas moderadas a extremas aproximadamente cada 3.6 anos) do que no norte (secas de severas a extremas aproximadamente cada 13.4 anos). Contudo, é necessário prosseguir com a investigação de modo a avaliar a origem desses ciclos.

Palavras-chave: seca, índice de precipitação padronizada (SPI), análise de componentes principais (PCA), análise de clusters não-hierárquica (KMC), análise espectral, transformada rápida de Fourier (FFT).

1 - INTRODUÇÃO

Apesar de as secas afectarem extensas áreas em todo o mundo e de causarem sérios impactos na sociedade, no ambiente e na economia, constituem os eventos climáticos extremos naturais menos explicados. Na Europa, a seca de 2003 afectou 19 países com um custo total estimado que excedeu 11.6 biliões de euros [Euraqua, 2004]. Os custos estimados para Portugal durante a seca de 2005 foram de 285 milhões de euros, sendo que metade dessa quantia decorreu de perdas no sector da produção hidroeléctrica, embora outros sectores, como a agricultura, a floresta e o abastecimento de água, tenham também sofrido perdas avultadas. De acordo com o Instituto Nacional da Água, INAG, em 2005, 80% do País experienciou a pior seca em 60 anos [EUMETSAT, 2009]. Na parte sul, que é simultaneamente a parte com maior carência hídrica de Portugal, a agricultura representa o principal sector de actividade económica sendo que a ocorrência de secas tem consequências directas e significativas em termos de decréscimo de produção agrícola.

As carências de água representam uma grande ameaça para a natureza, para a qualidade de vida e para a economia. O aumento das necessidades de água origina conflitos entre os diferentes utilizadores, os quais se tornam mais evidentes durante os períodos de seca [Hisdal e Tallaksen, 2003]. O estudo da variabilidade climática também pode contribuir para um mais correcto entendimento das ocorrências de tais eventos climáticos extremos. Recentemente tem sido debatido o aumento aparente de secas – no que diz respeito à frequência do evento e à área afectada – e as possíveis causas físicas de tal aumento. Na bacia do Mediterrâneo, se a diminuição da precipitação apontada nos modelos de mudança climática [Bates et al., 2008] se confirmar, as consequências serão severas em

termos da progressiva escassez das reservas de águas superficiais associada à grande procura dos sectores agrícola, industrial e actividades turísticas, e da intensificação da erosão e dos processos de desertificação [López-Bermúdez e Sánchez, 1997; New et al., 2002; Vicente-Serrano et al., 2004].

Para compreender, quer a ocorrência de seca em Portugal continental, quer a sua variabilidade climática recente e histórica, é fundamental o estudo da homogeneidade das séries de precipitação com longa dimensão, assim como o de outras séries de variáveis hidro-climatológicas. Para áreas muito restritas, alguns autores analisaram o fenómeno de seca com base em resultados obtidos por aplicação de conhecidos índices específicos, tais como o Índice de Precipitação Padronizada (SPI) ou o Índice de Severidade de Seca de Palmer (PDSI) [Pereira e Paulo, 2006; Domingos, 2006]; com base em estudos sobre a intensidade e frequência dos eventos [Pires, 2003]; e através da previsão das diferentes categorias de seca [Moreira et al., 2006, Paulo e Pereira, 2007, 2008].

Um dos principais objectivos da investigação subjacente ao presente artigo foi o de identificar e de comparar os padrões espaciais das secas em Portugal fornecidos por duas metodologias frequentemente utilizadas na identificação de regiões supostamente homogéneas, designadamente, a análise de componentes principais (*principal component analysis*, PCA) a análise de clusters não-hierárquica, algoritmo de k-médias (*K-means clustering*, KMC).

O estudo utilizou 94 anos de registos de precipitação mensal, de 1910/11 a 2003/04, em 144 postos udométricos uniformemente distribuídas pelo País, importando realçar que nunca antes a caracterização espacial dos padrões temporais de seca havia sido sustentada por uma quantidade tão significativa de informação, em termos do número e da distribuição dos postos udométricos e da dimensão do período de registo. Os dados de precipitação coincidem com os utilizados por Santos e Portela [2008], sendo que a Figura 1 contém a implantação esquemática dos anteriores postos sobre o mapa da precipitação anual média em Portugal Continental.

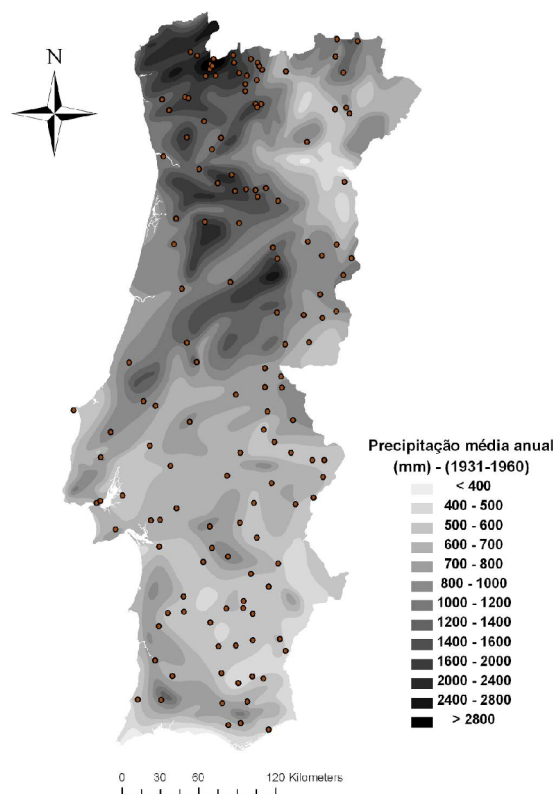


Figure 1 – Precipitação média anual em Portugal Continental. Os pontos representam a localização dos 144 postos utilizados no estudo de secas.

Para caracterizar as ocorrências de seca a diferentes escalas temporais, recorreu-se ao índice de precipitação padronizada (SPI) [McKee *et al.*, 1993; Guttman, 1999] o qual foi aplicado às anteriores séries de precipitação mensal. Na Península Ibérica têm sido efectuados alguns estudos, principalmente para identificar padrões espaciais e temporais em dados climáticos e meteorológicos. Autores como Corte-Real *et al.* [1998] e Romero *et al.* [1999] utilizaram a PCA para a classificação da variabilidade da precipitação e para a definição de padrões de circulação atmosférica, respectivamente; outros autores, como Rasilla [2002] e Esteban *et al.* [2005], utilizaram um algoritmo que combina a análise de clusters e a PCA com aquele mesmo propósito. Vicente-Serrano *et al.* [2004] recorreram à PCA para o estudo de secas na região de Valência (Espanha). Em Portugal, alguns autores tem desenvolvido estudos relacionados com a distribuição espacial dos padrões de seca meteorológica [Santos, 1983; Henriques e Santos, 1999; Santos *et al.*, 2001; Paulo *et al.*, 2003], embora focados em resoluções espaciais muito finas e sem abrangerem a totalidade do País.

Atendendo a que a caracterização da variabilidade temporal das secas pode proporcionar um contributo útil em termos de uma adequada gestão de recursos hídricos, incluiu-se no estudo a pesquisa de padrões temporais nas secas, baseada na evolução temporal dos componentes significativos das PCA e dos valores do SPI em cada região identificada pela classificação espacial. Procedeu-se, por fim, à identificação de ciclos de eventos húmidos e secos naqueles padrões temporais, por recurso à transformada rápida de Fourier (*fast Fourier transform*, FFT) e à análise espectral [Fleming *et al.*, 2002].

2 - ÍNDICE DE SECA

Como antes mencionado, o estudo da seca em Portugal Continental que se apresenta utilizou o índice de precipitação Padronizada (SPI), originalmente desenvolvido por McKee *et al.* [1993]. Nas últimas décadas, o SPI tornou-se o índice de seca mais popular [Vicente-Serrano, 2006a], devido às vantagens que apresenta, tais como: (a) grande flexibilidade, podendo ser aplicado a diferentes escalas temporais [Edwards e McKee, 1997]; (b) menor complexidade, comparativamente a outros índices, assentando num cálculo relativamente simples e bem definido [Guttman, 1998, 1999]; (c) grande capacidade de aplicação a outras variáveis hidro-climatológicas para além da precipitação [Seiler *et al.*, 2002; Vicente-Serrano e López-Moreno, 2005; López-Moreno *et al.*, 2009]; e (d) boa adequação à representação espacial e à comparação de secas, uma vez que se trata de um índice normalizado [Hayes *et al.*, 1999; Lloyd-Hughes e Saunders, 2002; Vicente-Serrano, 2006a, 2006b; Bordi *et al.*, 2004; Loukas e Vasiliades, 2004].

O SPI calculado a 1 mês é fundamentalmente um indicador de seca meteorológica [Hayes *et al.*, 1999]; a escalas temporais entre 3 e 6 meses pode ser considerado um indicador de seca agrícola [Hayes *et al.*, 1999; Yamoah *et al.*, 2000] e a escalas temporais entre 6 e 12 meses é considerado um indicador de seca hidrológica [Hayes *et al.*, 1999; Komuscu, 1999; Vicente-Serrano, 2006a], tornando-se útil para a monitorização de massas de água superficiais [Vicente-Serrano e López-Moreno, 2005].

Para analisar, no âmbito do estudo a que se refere o presente artigo, a variabilidade dos padrões temporais e espaciais de seca, adoptaram-se várias escalas temporais, nomeadamente, 1 (SPI1), 6 (SPI6) e 12 (SPI12) meses consecutivos; 6 meses do semestre seco (Abril a Setembro, SPI6_{Abr-Set}); e a 12 meses do ano hidrológico (Outubro a Setembro, SPI12_{Out-Set}). SPI1, SPI6 e SPI12 têm em conta a variabilidade intra-anual das secas e o SPI6_{Abr-Set} e SPI12_{Out-Set} a variabilidade inter-anual.

Originalmente, McKee *et al.* [1993] ajustou a função de distribuição Gama às séries de precipitação mensal para calcular o índice SPI. Posteriormente, alguns autores testaram várias distribuições baseadas em diferentes escalas temporais da variável e concluíram que a distribuição de Pearson tipo III assegura o melhor ajustamento. Esta circunstância pode ser explicada pela maior

flexibilidade da distribuição de Pearson tipo III dados os seus três parâmetros em comparação com a distribuição Gama, com apenas 2 parâmetros [Guttman, 1999; Ntale e Gan, 2003; Vicente-Serrano, 2006a]. A função densidade de probabilidade da distribuição de Pearson III é dada por:

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

onde x representa a variável aleatória, α , β e γ são os parâmetros de forma, escala e localização, respectivamente, para valores de x tal que $x > 0$. O termo $\Gamma(\beta)$ é a função Gama de β . Nas aplicações levadas a cabo x denota a precipitação sendo que os parâmetros da distribuição de Pearson tipo III foram estimados recorrendo ao método dos momentos-L que, de acordo com Sankarasubramanian e Srinivasan [1999], possui vantagens comparativamente ao método dos momentos convencionais.

O cálculo das séries de SPI utilizou a formulação fornecida por Vicente-Serrano [2005] e Vicente-Serrano [2006b], detalhadamente apresentada em Santos e Portela [2010]. As categorias de seca adoptaram os limites de SPI propostos por Agnew [2000], apresentados no Quadro 1. Como antes mencionado, a caracterização espacial das secas utilizou a análise de componentes principais (PCA) e da análise de clusters não-hierárquica que, para o efeito, foram aplicadas às séries de SPI, como proposto por outros autores [Klugman, 1978; Karl e Koscielny, 1982; Stahl e Demuth, 1999; Bonaccorso et al., 2003; Vicente-Serrano et al., 2004].

Quadro 1 – Categorias de seca de acordo com os valores de SPI, Agnew [2000].

Probabilidade de não excedência	SPI	Categoria de seca
0.05	>1.65	Extremamente húmido
0.1	>1.28	Severamente húmido
0.2	>0.84	Moderadamente húmido
0.6	>-0.84 and <0.84	Normal
0.2	<-0.84	Moderadamente seco
0.1	<-1.28	Severamente seco
0.05	<-1.65	Extremamente seco

3 - ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

A análise de componentes principais (PCA) é uma ferramenta comum para identificar padrões em dados climáticos e para exprimir os dados de forma a sobressaírem as suas semelhanças e diferenças [Smith, 2002]. Outros autores [Lins, 1985; Tipping e Bishop, 1999; Jolliffe, 2002; Singh et al., 2008; Kahya et al., 2008] definem o método das PCA como uma ferramenta de análise multivariada para redução da “dimensionalidade”, através do destaque dos padrões identificados nos dados e das relações entre variáveis e entre variáveis e observações. A redução da “dimensionalidade tem a ver com a substituição das variáveis originais inter-correlacionadas por um pequeno número de novas variáveis não correlacionáveis que, contudo, explicam a maioria parte da variância total dos dados [Rencher, 1998; Bonaccorso et al., 2003]. Como aspectos particulares relacionados com as PCA mencionam-se: (a) o facto de não serem afectadas pela falta de independência nas variáveis originais; (b) de a normalidade ser desejável mas não ser essencial; e (c) de apenas um número excessivo de zeros nos dados poder causar problemas [Hair et al., 1995]. Como observado em Kalayci e Kahya [2006] a PCA não requer dados normalizados desde que esses dados não sejam demasiado enviesados. Visto o SPI ser uma variável normalizada, considerou-se desnecessário aplicar uma transformação conducente à redução da assimetria, sendo que, no entanto, o pressuposto de normalidade foi averiguado previamente à aplicação da PCA.

Considera-se que k variáveis num dado período de tempo i , $X_{i,1}$, $X_{i,2}$, ..., $X_{i,k}$, dão origem a k componentes principais (PCs), $Y_{i,1}$, $Y_{i,2}$, ..., $Y_{i,k}$, obtidos, para o mesmo período de tempo, por combinações lineares das primeiras variáveis, de acordo com:

$$\begin{cases} Y_{i,1} = a_{11}X_{i,1} + a_{12}X_{i,2} + \dots + a_{1k}X_{i,k} \\ Y_{i,2} = a_{21}X_{i,1} + a_{22}X_{i,2} + \dots + a_{2k}X_{i,k} \\ \dots \\ Y_{i,k} = a_{k1}X_{i,1} + a_{k2}X_{i,2} + \dots + a_{kk}X_{i,k} \end{cases} \quad (2)$$

Nas aplicações desenvolvidas as variáveis $X_{i,k}$ referem-se às séries de SPI, k representa o número de postos udométricos (144) e i representa a dimensão das séries de SPI em cada posto udométrico. Respectivamente para SPI1, SPI6 e SPI12, i varia entre 1 e $94 \times 12 = 1128$; entre 1 e $94 \times 12 - 5 = 1123$, e entre 1 e $94 \times 12 - 11 = 1117$. Para SPI6_{Abr-Set} e SPI12_{Out-Set} i varia entre 1 e 94.

Nas anteriores combinações lineares Y são variáveis ortogonais e não correlacionáveis entre si, de tal forma que $Y_{i,1}$ explica a maioria parte da variância, $Y_{i,2}$ uma parte da quantidade remanescente de variância, e assim sucessivamente. Os coeficientes das combinações lineares (*loadings*) representam os pesos das variáveis originais nos componentes principais.

A extracção de componentes principais pode ser baseada nas variâncias/covariâncias ou numa matriz de correlação dos dados em que $\{a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1k}\}$ é o primeiro vector próprio e $\{a_{k1}, a_{k2}, \dots, a_{kk}\}$ é o vector próprio de ordem k . Cada vector próprio inclui os coeficientes dos k componentes principais.

Finalmente a quantidade de variância explicada pelo primeiro componente é chamada o primeiro valor próprio, λ_1 , a segunda é o segundo valor próprio λ_2 , de tal forma que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \lambda_3 \geq \lambda_4 \dots \lambda_k$, uma vez que cada valor próprio representa a fracção da variância total nos dados originais explicada por cada componente [Bordi e Sutura, 2001], sendo a proporção dessa variância calculada por $\lambda_j / \sum \lambda_j$. A análise de resultados dos componentes principais pode focar-se nos valores próprios (*eigenvalues*), nas correlações entre componentes principais e variáveis originais (*factor loadings*) ou nas coordenadas de observação dos componentes principais (*factor scores*). No estudo a que se refere o presente artigo, para efeitos de classificação, ou seja, para escolha dos principais componentes, apenas se consideraram as correlações entre os dados originais (séries de SPI para diferentes escalas temporais) e os componentes principais. Tais correlações são armazenadas numa matriz factorial.

Para alcançar padrões espaciais mais estáveis pode ser utilizada uma rotação dos componentes principais, muito frequentemente efectuada através do procedimento Varimax, o qual permite uma divisão mais estável entre componentes, pois preserva a sua ortogonalidade e reproduz melhor os padrões fisicamente explicáveis [Richman, 1986; Vicente-Serrano et al., 2004]. Kahya et al. [2008] referem que a rotação simplifica a estrutura espacial pelo isolamento de regiões com variações temporais semelhantes, sendo o Varimax, o procedimento numérico através do qual uma variável fica fortemente associada a um único factor e pouco aos restantes. Aqueles últimos autores também referem que o Varimax melhora a criação de regiões de máxima correlação entre as variáveis e os componentes. Os padrões espaciais obtidos desta forma são designados por componentes principais rodados (*rotated principal components*, RPC).

4 - ANÁLISE DE CLUSTERS NÃO-HIERÁRQUICA

A técnica da análise de clusters, similarmente ao método PCA, foi escolhida devido à sua capacidade de dividir o conjunto de dados em grupos homogéneos e distintos entre si, constituídos por elementos com características semelhantes [Shukla et al., 2000; Pulido-Calvo et al., 2006].

Não obstante a “longevidade” do termo análise de clusters, que foi considerado pela primeira vez por Tryon [1939], tal termo pressupõe um grande número de diferentes algoritmos de classificação em

grupos, ou taxonomias, estruturalmente semelhantes, sendo que, no essencial, a técnica promove uma aglomeração sequencial de elementos em grupos, de acordo com um algum critério, que pode ser uma distância ou uma medida de não semelhança.

Na sua aplicação às séries de SPI, espera-se que os postos udométricos sejam agrupados homogeneamente de forma que variações semelhantes de SPI para as diferentes escalas temporais sejam associadas a um determinado grupo, sendo que variações diferentes serão agrupadas separadamente. Para calcular e avaliar a qualidade da classificação é necessário utilizar um critério matemático, sendo que um dos critérios mais correntes é o algoritmo de k-médias ou *K-means clustering* (KMC), descrito inicialmente por Hartigan [1975], de acordo com o qual que cada posto é atribuído ao cluster cuja distância entre as respectivas médias é a menor [Rhee et al., 2008]. Alguns autores, como Gong e Richman [1995], notaram que os métodos não-hierárquicos, como o método das k-médias, quando testados com dados de precipitação suplantam os métodos hierárquicos. No geral, o método das k-médias produz exactamente k clusters diferentes, com a maior distinção possível entre si, com o objectivo de (a) minimizar a variabilidade intra-cluster e (b) maximizar a variabilidade entre clusters. A técnica “move” postos para “dentro” e para “fora” dos clusters de forma a obter os melhores resultados da ANOVA. Para averiguar o grau de distinção entre os k clusters procede-se à comparação, entre clusters e para cada escala temporal, das médias dos SPI.

A análise requer o estabelecimento prévio do número de grupos ou de clusters a considerar. Tal imposição constitui uma das questões por resolver na análise de clusters uma vez que não existe maneira de conhecer à priori o número ideal de grupos [Kahya et al., 2008]. Por esta razão, nas aplicações efectuada no âmbito da investigação a que se refere o presente artigo, a análise foi repetida para diferentes números de grupos (sugeridos pela classificação espacial previamente obtida a partir da PCA), com identificação da classificação que melhor interpreta os resultados. Autores como Stooksbury e Michaels [1991], DeGaetano [1996] e Rhee et al. [2008] também determinaram previamente o número apropriado de clusters de acordo com os resultados de outras técnicas de classificação de dados. Para avaliar a adequação da classificação foram examinadas as distâncias euclidianas entre clusters [Daniel, 1990; Webster e Oliver, 1990; Hair et al., 2005].

4 - ANÁLISE SPECTRAL: A TRANSFORMADA RÁPIDA DE FOURIER

A análise espectral visa o reconhecimento de padrões cíclicos nos dados com o propósito de decompor séries temporais complexas com componentes cíclicos nas funções sinusoidais (seno e coseno) que lhe estão subjacentes. No essencial, sujeitar uma série temporal a uma análise espectral pode ser entendido como “colocar” essa série através de um prisma de forma a identificar os diferentes comprimentos de onda e a importância das componentes cíclicas subjacentes. Tendo sucesso, a análise espectral resulta na identificação de um conjunto de ciclos com diferentes comprimentos numa dada série [Fleming et al., 2002].

No estudo que se apresenta utilizou-se o algoritmo da transformada rápida de Fourier (*fast Fourier transform*, FFT) para identificar periodicidades nas séries temporais respeitantes aos padrões de SPI obtidos com a análise de clusters e com a PCA. Os métodos espectrais, como a transformada de Fourier, têm sido amplamente utilizados na análise de séries temporais, sendo numerosas as referências sobre os correspondentes aspectos teóricos [Lo et al., 1975; Park, 1998; Pasquini et al., 2006; Gutiérrez-Estrada e Pulido-Calvo, 2007]. Uma vez que se está em presença de séries discretas, a frequência de amostragem foi fixada entre 0.0 e 0.5 para evitar os efeitos da repercussão das frequências [Bloomfield, 1976]. A FFT fornece, para cada frequência, um par de valores (coeficientes de Fourier) representativo de um número complexo, constituído por duas componentes, uma cosinusoidal (parte real) e outra sinusoidal (parte imaginária). Tais valores podem ser combinados para o cálculo do periodograma que relaciona a energia com a frequência [Park, 1998; Küçük et al., 2009].

5 - RESULTADOS

5.1 - Análise de componentes principais: Variabilidade espacial das secas

Com base em 94 anos de precipitações mensais nas 144 postos esquematicamente localizadas na Figura 1, foram obtidas 144 séries de SPI para cada escala temporal. Como anteriormente mencionado, a dimensão de cada série de SPI é igual a $94 \times 12 = 1128$, $94 \times 12 = 1128$, $94 \times 12 - 5 = 1123$, $94 \times 12 - 11 = 1117$, para as escalas temporais de 1, 6 e 12 meses consecutivos (SPI1, SPI6 e SPI12, respectivamente) e igual a 94 quando se refere aos 6 meses do semestre seco (SPI6_{Abr-Set} de Abril a Setembro) ou aos 12 meses do ano hidrológico (SPI12_{Out-Set} de Outubro a Setembro). Para cada escala temporal, as 144 séries do SPI são comparáveis na medida em que representam valores normalizados, de acordo com o procedimento de cálculo do SPI.

No que diz respeito à PCA, com base na variância explicada por cada componente rodado, foram identificados três padrões principais ou RPCs, F1, F2 e F3. Estes três padrões explicam cerca de 75% da variância total nas séries originais de SPI, para o SPI a 1, 6 e 12 meses, e cerca de 70% para o SPI a 6 meses, de Abril a Setembro, e para o SPI a 12 meses, de Outubro a Setembro (Figura 2).

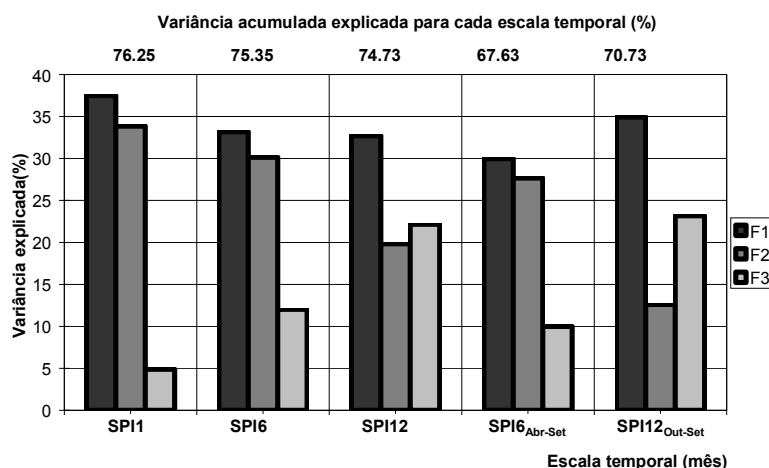


Figura 2 - Percentagem da variância explicada pelos primeiros três componentes de PCA, F1, F2 e F3.

Para caracterizar espacialmente as três primeiras componentes F1, F2 e F3 procedeu-se ao mapeamento dos valores da matriz factorial. Como antes mencionado, essa matriz contém, para uma dada escala temporal, as correlações entre cada componente F1, F2 ou F3 e as séries de SPI nos 144 postos udométricos. O mapeamento utilizou o método de interpolação espacial de *kriging* [Oliver e Webster, 1990] disponível no *software Surfer* versão 8.01 [Surfer, 2009]. Os resultados obtidos são representados na Figura 3, que inclui a delimitação das principais bacias hidrográficas portuguesas.

A Figura 3 mostra que, entre os dois primeiros componentes, F1 e F2, as regiões com correlação significativa (maior que 0.7) não se sobrepõem, ou seja, são claramente disjuntivas no espaço. Para todas as escalas temporais de SPI, o primeiro componente identifica uma área localizada no sul de Portugal, explicando entre 30 e 37% da variância total (Figura 2). Este é o componente que explica a maior área quando comparado com os outros RPCs. Em alguns postos, as correlações entre os valores deste componente e das séries de SPI foram maiores do que 0.8 o que significa um padrão claramente individualizado dos restantes.

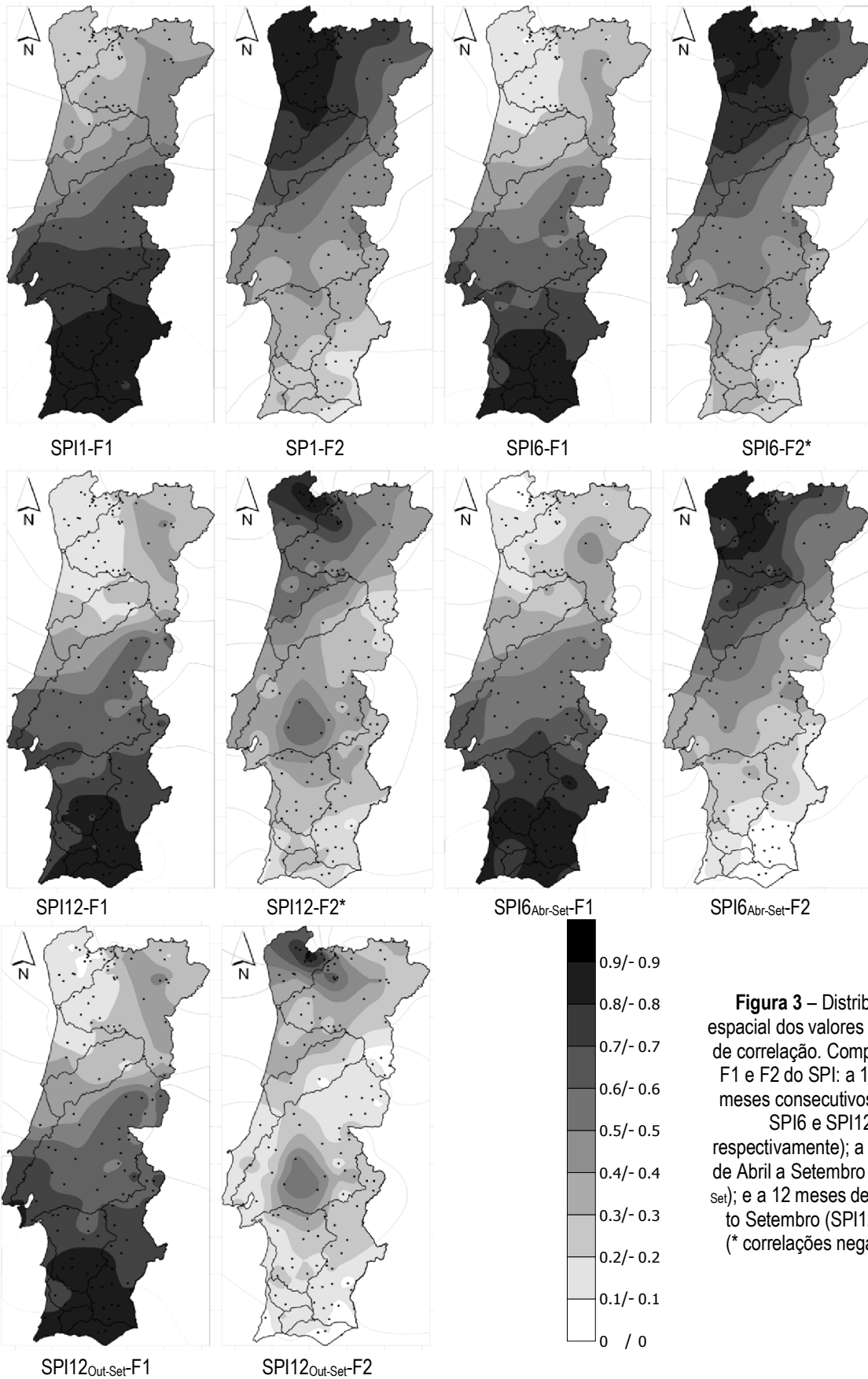


Figura 3 – Distribuição espacial dos valores da matriz de correlação. Componentes F1 e F2 do SPI: a 1, 6 e 12 meses consecutivos (SPI1, SPI6 e SPI12, respectivamente); a 6 meses de Abril a Setembro (SPI6_{Abr-Set}); e a 12 meses de Outubro a Setembro (SPI12_{Out-Set}) (* correlações negativas).

O segundo componente, F2, explica cerca de 30% da variância total para SPI1, SPI6 e SPI6_{Abr-Out}, sendo menos importante para SPI12 e SPI12_{Out-Set}, com menos variância explicada do que o componente 3 (F3 da Figura 2). No entanto, é notório que F2 é maioritariamente representativo da parte Noroeste de Portugal (Figura 3). Para SPI6 e SPI12 este segundo componente relaciona-se negativamente com as séries de SPI. Em termos gerais, o terceiro componente F3 delimita uma região central que confina com as regiões identificadas por F1 e F2, e relaciona-se negativamente com as séries originais no caso do SPI6, SPI12 e SPI12_{Out-Set}.

Os anteriores resultados indicam que com os três componentes principais F1, F2 e F3 possibilitam uma classificação espacial do País coerente, com duas regiões bem definidas, uma localizada no norte (F2) e a outra no sul de Portugal (F1), e com uma região intermédia que promove a transição entre o Norte húmido e o Sul árido e semi-árido (F3). A classificação espacial obtida foi semelhante para todas as escalas temporais consideradas. Deve referir-se que, de um ponto de vista estritamente hidrológico, as duas regiões correspondentes a F2 e a F1 são muito diferentes, envolvendo uma região norte, e especialmente a noroeste, muito húmida e caracterizada por um regime hidrológico regular, sendo que à medida que se progride para sul, a disponibilidade de água diminui progressivamente (como denotado na Figura 1) e o regime torna-se cada vez mais irregular com mais de 75% da precipitação ocorrendo em apenas alguns meses do semestre húmido.

5.2 - Análise de clusters não-hierárquica: Variabilidade espacial de secas

Para todas as séries de SPI (SPI1, SPI6, SPI12, SPI6_{Abr-Set} e SPI12_{Out-Set}), o agrupamento espacial obtido com a análise de clusters foi semelhante ao indicado pela PCA, como se exemplifica na Figura 4, relativa à distribuição espacial dos clusters formados pelas séries de SPI6_{Abr-Set} considerando dois, três e quatro grupos de classificação.

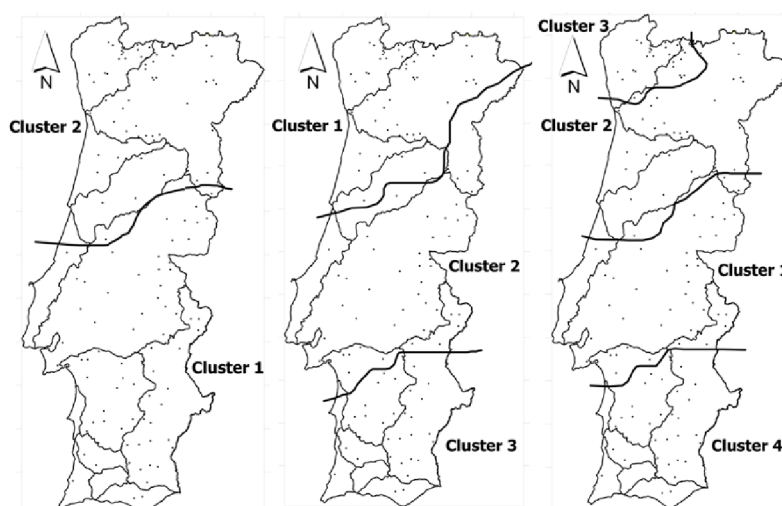


Figura 4 – Séries de SPI6_{Abr-Set}. Comparação da análise de clusters: (a) à esquerda, com dois; (b) ao centro, com três; e (c) à direita, com quatro grupos de classificação.

De forma a avaliar a adequação das classificações, examinaram-se as distâncias euclidianas entre clusters, com obtenção dos resultados exemplificados no Quadro 2 para a análise de clusters com dois, três e quatro grupos aplicada às séries de SPI6_{Abr-Set}. Tais resultados mostram que o melhor agrupamento é conseguido com três clusters. De notar que os clusters 1 (postos da região sul) e 2 (postos da região norte) se encontram relativamente mais perto (distância euclidiana de 0.67) na classificação com dois grupos do que os clusters 1 (postos da região norte) e 3 (postos da região sul)

(distância euclidiana de 0.88) na classificação com três grupos. Como tal, podem ser consideradas três regiões diferentes e bem definidas espacialmente: regiões norte, centro e sul a que se refere delimitadas a Figura 4(b). Para além do facto de que, comparativamente a PCA, existe uma região central claramente delimitada (cluster 2), a classificação espacial que resultou da análise de clusters é semelhante à obtida com a PCA (Figura 3), o que sugere que ambos os métodos possam ser utilizados para identificar zonas com diferentes padrões temporais. A classificação com quatro grupos, foi rejeitada pelo facto de os clusters 2 e 3 – postos do norte, Figura 4(c) –, que conformam aproximadamente o cluster 1 na análise com três grupos – Figura 4(b) –, apresentaram, comparativamente à classificação obtida com três grupos, distâncias euclidianas mais perto do cluster 4 (postos do sul) na análise com quatro grupos (Quadro 2). Como tal, na Figura 4(c) a distância euclidiana entre os clusters 2 (postos do norte) e 4 (postos do sul) foi de 0.14, enquanto na Figura 4(b) a distância euclidiana entre os clusters 1 (postos do norte) e 3 (postos do sul) foi de 0.88.

Quadro 2 – Séries de SPI_{6Abr-Set}. Distâncias euclidianas entre clusters para análise com dois, três e quarto grupos de classificação (distâncias abaixo da diagonal e distâncias ao quadrado acima da diagonal).

Dois grupos de classificação		
	Cluster 1	Cluster 2
Cluster 1	0	0.449914
Cluster 2	0.670756	0

Três grupos de classificação			
	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3
Cluster 1	0	0.221728	0.778282
Cluster 2	0.470880	0	0.351966
Cluster 3	0.882203	0.593267	0

Quatro grupos de classificação				
	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3	Cluster 4
Cluster 1	0	0.207486	0.655584	0.934866
Cluster 2	0.455507	0	0.289587	0.524088
Cluster 3	0.809681	0.538133	0	0.019968
Cluster 4	0.966885	0.723939	0.141311	0

5.3 - Padrão temporal e evolução espacial das secas

As séries sazonais de SPI_{6Abr-Set} foram escolhidas para exemplificar a caracterização relativa ao padrão temporal, na medida em que reflectem o período mais seco em Portugal, que decorre desde meados da primavera até ao final do verão, com secas mais críticas e que afectam o sector com maior consumo de água, o agrícola.

Acresce que a classificação espacial que resultou da PCA (Figura 3) evidenciou padrões semelhantes nas diferentes escalas intra anuais (SPI1, SPI6 e SPI12) ou inter anuais (SPI_{6Abr-Set}, SPI_{12Out-Set}) de SPI, o que torna válido prosseguir a análise com base numa dessas escalas temporais.

A Figura 5 caracteriza a evolução temporal dos componentes F1 e F2 da PCA e dos clusters 3 e 1 para a classificação de três grupos. A figura mostra que, no sul de Portugal (componente F1 e cluster 3), ocorreram várias secas severas, a primeira das quais no início da década de 1920, repetindo-se em meados de 1930, de 1940, de 1950 e de 1970. Algumas dessas secas foram particularmente severas, tendo-se prolongado no tempo, como a que ocorreu em meados dos anos de 1950. Na parte noroeste de Portugal (componente F2 e cluster 1), apesar de terem sido detectados menos eventos de seca,

evidenciaram-se claramente duas secas: uma, em meados de 1930 e, a outra, no início de 1990. O primeiro evento teve uma curta duração e o segundo foi mais prolongado no tempo.

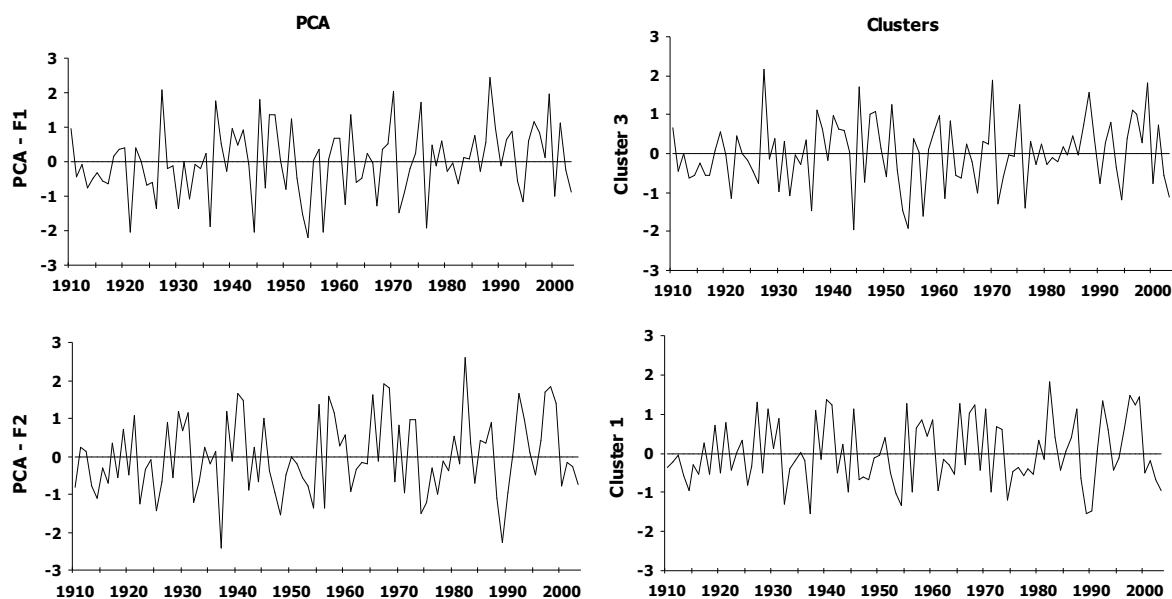


Figure 5 – Evolução temporal dos componentes F1 e F2 da PCA para as séries temporais de SPI6_{Abr-Set} e médias representativas de cada cluster da análise com três grupos de classificação.

Para uma mesma área, os resultados fornecidos por ambos os métodos (PCA e análise de clusters) são muito próximos, como traduzem, aliás, os valores de 0.964 e de 0.938 relativos ao coeficiente de correlação de Pearson entre PCA-F1 e o cluster 3 e entre PCA-F2 e o cluster 1, respectivamente.

De acordo com a PCA e, mais uma vez, tendo por base SPI6_{Abr-Set}, obteve-se a Figura 6 com o destaque das regiões da Figura 3 com correlações superiores a 0.7. Para cada uma dessas regiões procedeu-se ao cálculo das percentagens de área afectada por secas moderada, severa e extrema, de acordo com as categorias definidas no Quadro 1. Para tanto, por recurso ao Arcgis 9.3, associou-se a cada posto udométrico a área de influência definida pelo método dos polígonos de Thiessen [Vicente-Serrano *et al.*, 2004]. A área atribuída a cada categoria de seca resultou muito simplesmente da acumulação das áreas de influência dos postos udométricos com valores de SPI6_{Abr-Set} representativos dessa categoria de seca. Os resultados alcançados estão representados na Figura 7.

Tal figura mostra que, em termos gerais, o sul de Portugal (F1) é mais afectada por eventos de seca do que o noroeste (F2). Entre 1910 e 2004, o número de eventos afectando mais de 50% da área foi de 17, no sul, e de 12, no norte. Entre 1910 e 1930, 20% da região sul foi frequentemente afectada por secas de categoria moderada. No resto do período, embora os eventos de seca tenham sido menos frequentes, ocorreram episódios de seca de grande intensidade, especialmente em meados dos anos de 1950, em que a seca atingiu toda a região sul (100%) e teve também reflexos na região norte.

Nesta última região ocorreu um episódio de seca isolado de 3 anos, de 1988 a 1990, sendo que a seca de 1989 afectou toda a área (100%). Os eventos de seca mais extremos registaram-se na região sul com 69% e 73% de área afectada em 1944 e 1954, respectivamente, e na região norte, com 43% da área afectada em 1954 e 1989.

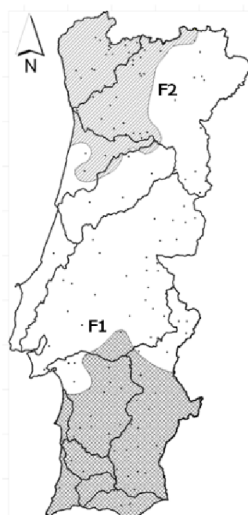


Figure 6 – SPI6_{Abr-Set}. Áreas da Figura 3 com correlações superiores a 0.7.

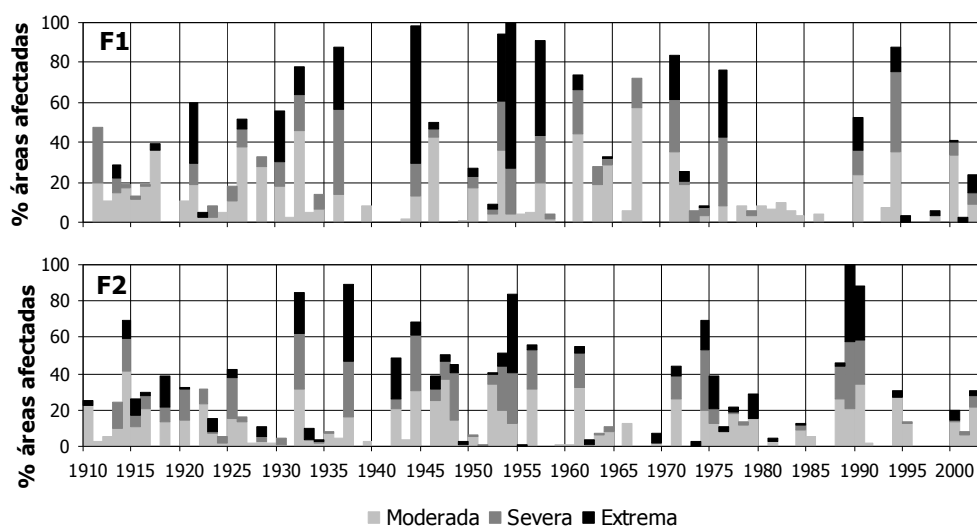


Figure 7 - Séries de SPI6_{Abr-Set}. Evolução temporal da percentagem de área afectada pelas diferentes categorias de seca. Componentes F1 e F2 da PCA.

5.4 - Estimação de frequência com análise espectral

Para analisar o comportamento cíclico dos padrões de SPI obtidos pela PCA e pela análise de cluster para as áreas sul e norte de Portugal (na Figura 3, F1 e F2, e na Figura 4(b), classificação para três grupos) recorreu-se à técnica da transformada rápida de Fourier, FFT. Os correspondentes periodogramas para os padrões de SPI6_{Abr-Set} são apresentados na Figura 8, denotando um pico muito evidente no cluster 3 e para a componente F1 da PCA (Figura 4(b), área sul) e dois picos também muito evidentes no cluster 1 e para a componente F2 da PCA (Figura 4(b), área norte).

A frequência é entendida como o número de ciclos por unidade de tempo (onde cada observação é tratada como sendo uma unidade de tempo). Como tal, no cluster 3 e em F1 da PCA, um pico de frequência de 0.28 corresponde a um período (número de unidades de tempo necessárias para completar um ciclo completo) de 3.6 anos. Uma vez que cada valor de SPI6_{Abr-Set} é calculado numa base anual, os resultados sugerem que existe um forte ciclo de 3.6 anos no índice SPI para a região sul. Este comportamento cíclico pode ser observado na Figura 5 (F1 da PCA e cluster 3) onde, entre 1953 e 1976, os picos representando eventos de seca ocorreram aproximadamente cada 3.6 anos.

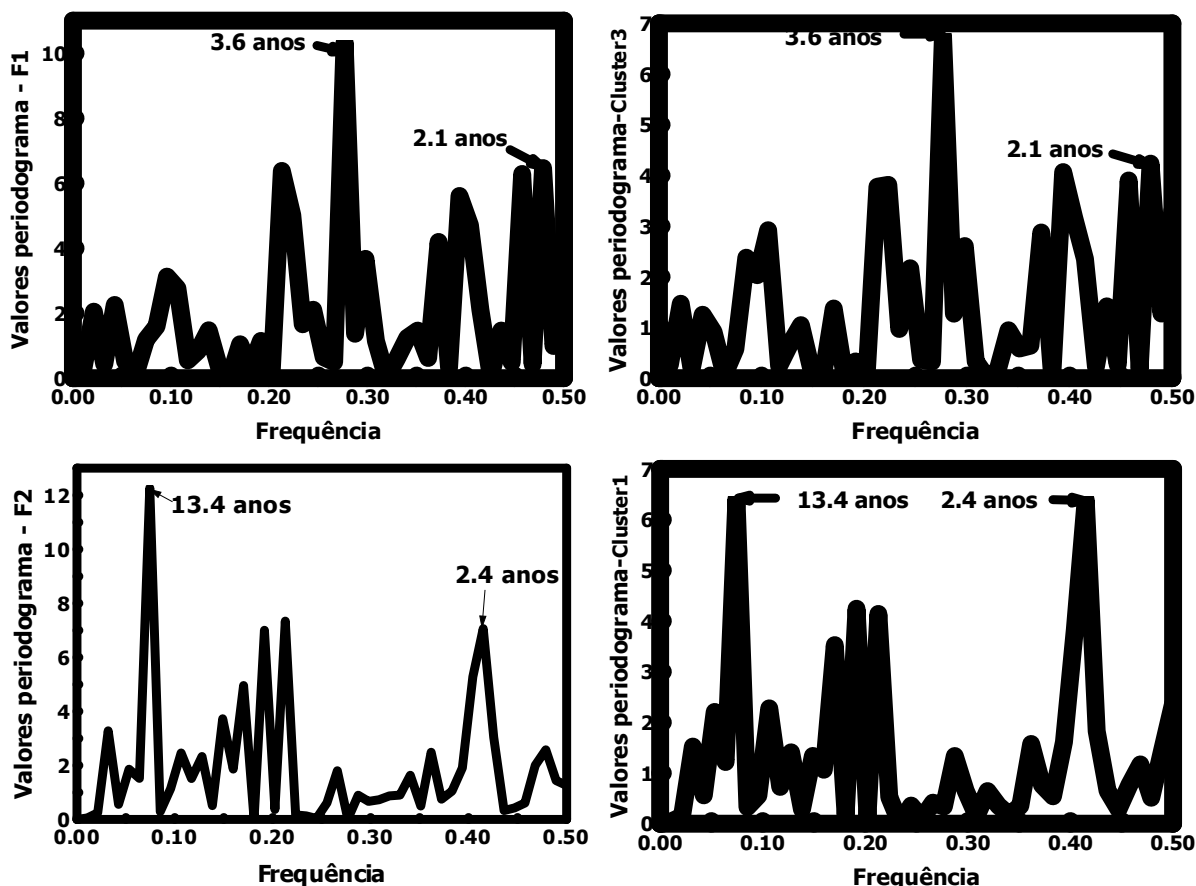


Figura 8. Análise espectral dos padrões de SPI6_{Abr-Set} para: (a) as componentes F1 (sul) e F2 (noroeste) da PCA e; (b) os dois principais grupos da análise de cluster (clusters 1 e 3).

No cluster 1 e para a F2 da PCA, o pico com frequência de 0.07 corresponde a um período de 13.4 anos (pico claramente evidenciado em ambas as análises espectrais) e a frequência de 0.41 a um período de 2.4 anos (pico evidenciado na análise espectral do cluster 1). Estes resultados sugerem que existem ciclos frequentes de 2.4 e 13.4 anos no índice SPI em toda a área norte. Na Figura 5 (F2 da PCA e cluster 1), os eventos de seca de severos a extremos são observados aproximadamente cada 13.4 anos. Em 1925 foi observada uma seca severa que se repetiu com maior intensidade em 1937 (seca extrema), o que significa, aproximadamente 12-13 anos mais tarde. O pico de seca que se seguiu (seca severa) ocorreu em 1949, o que sugere outra vez o anterior ciclo longo obtido. O ciclo curto de 2.4 também anos pode ser observado em alguns períodos (Figura 5), como por exemplo, nas secas severas de 1949 e 1951 ou nas secas moderadas de 1969 e 1972. A Figura 8 mostra, uma vez mais, que os resultados fornecidos pela PCA e pela análise de clusters são semelhantes, denotando que qualquer um desses métodos pode ser aplicado para caracterizar as secas em Portugal.

6 - DISCUSSÃO E CONCLUSÕES

Como referido em *Wilhite e Svoboda [2000]* o primeiro passo para gerir o risco de seca numa dada região envolve dividir da região em sub-regiões de acordo com a variabilidade espacial da seca. O estudo a que se refere o presente artigo consubstancia esse primeiro passo, tendo resultado numa proposta de divisão do território português de acordo com os diferentes padrões das secas aí ocorrentes. Foram ainda analisadas questões relacionadas com a periodicidade temporal das secas. A caracterização alcançada possibilita, assim, indicações, embora de carácter genérico, para uma análise

de risco de seca, pois identificou as regiões mais propensas à ocorrência de secas, onde poderão ser requeridas capacidades de armazenamento de água adicionais com vista a uma melhor protecção em situação de défice hídrico.

Os eventos de seca foram caracterizados através do +índice de precipitação padronizada (SPI) aplicado a diferentes escalas temporais (1, 6 e 12 meses consecutivos e 6 meses de Abril a Setembro e 12 meses de Setembro a Outubro), tendo por base 94 anos (de Outubro de 1910 a Setembro de 2003) de precipitação mensal em 144 postos udométricos portugueses. Para identificar os padrões espaciais das séries de SPI utilizou-se a análise de componentes principais (PCA) e a análise não-hierárquica de clusters (KMC).

O estudo mostrou que, para distintas escalas temporais, as anteriores análises resultam num zonamento do País equivalente, com três regiões com diferentes comportamentos, em termos de seca: o norte, o centro e o sul de Portugal. Tais regiões são consistentes com a variação espacial da precipitação em Portugal Continental, que, em termos gerais, diminui de Norte para Sul [Santos, 1983; Corte-Real et al., 1998; Santos e Portela, 2008], com a região montanhosa central representando a transição entre um norte húmido e um sul progressivamente mais seco. À medida que a precipitação diminui o regime hidrológico torna-se mais irregular [Portela e Quintela, 2006] e, conseqüentemente, mais propenso à ocorrência de secas.

A proximidade de resultados fornecidos pela PCA e pela análise de cluster indica que ambos os métodos podem ser utilizados na classificação de secas, designadamente, no que diz respeito à análise dos padrões espaço-temporais. Contudo, o procedimento não tão claro de avaliação do número óptimo de clusters baseado nas distâncias euclidianas, reforça um pouco a ideia de que os pesos (*loadings*) produzidos pelos PCA fornecem um método mais claro e simples de individualização de padrões.

Estudos anteriores mostraram que, para a Europa do Sul, durante as fases positivas da Oscilação do Atlântico Norte (NAO) se registam valores de SPI em média negativos (indicativos de condições de secas), enquanto que durante fases negativas da NAO se registam tendências contrárias [Trigo et al., 2002; 2006; López-Moreno e Vicente-Serrano, 2008]. No geral, tal constatação foi também observada nos padrões de SPI obtidos no âmbito do presente artigo. Com efeito, López-Moreno e Vicente-Serrano [2008], indicam os anos de, por exemplo, 1920, 1957, 1961 e 1990 como correspondendo a fases positivas da NAO, sendo que os valores agora obtidos para o SPI nesses mesmos anos são fortemente negativos para as escalas temporais de curto, médio e longo prazo (1-6-12 meses)

A análise espectral foi particularmente útil para detectar sinais periódicos nos padrões das séries temporais de SPI. Os resultados assim derivados da PCA e da análise de cluster por aplicação do algoritmo da transformada rápida de Fourier foram equivalentes, denotando ciclos mais frequentes de eventos secos na região sul (secas de moderadas a extremas aproximadamente cada 3.6 anos) comparativamente à região norte (secas de severas a extremas aproximadamente cada 13.4 anos). A periodicidade de curto prazo da seca observada na região sul pode estar associada à influência imediata e significativa da NAO nos regimes de precipitação ocorridos nos sectores do Atlântico e do Mediterrâneo [López-Moreno et al., 2007; López-Moreno e Vicente-Serrano, 2008; Küçük et al., 2009]. Polonskii et al. [2004] e Küçük et al. [2009] verificaram que o espectro do índice da NAO contém picos significativos correspondentes a períodos de 2-4 e 6-10 anos. A eventual dependência entre a NAO e as secas com periodicidade superior a 10 anos, detectadas na região norte, carece de investigação adicional que deverá incluir o estudo do efeito de outros fenómenos regionais, como a oscilação nos valores de humidade no solo [Sims et al., 2002; Abbot e Emanuel, 2007].

BIBLIOGRAFIA

- Abbot, D. S., e K. A. Emanuel (2007), A tropical and subtropical land-sea-atmosphere drought oscillation mechanism, *Journal of the Atmospheric Sciences*, 64, 4458-4466.
- Agnew, C. T. (2000), Using the SPI to identify drought, *Drought Network News*, 12, 6-12.
- Bates, B.C., Z.W. Kundzewicz, S. Wu e J.P. Palutikof (Eds.) (2008), *Climate Change and Water*, IPCC Technical Paper VI, 210, Geneva, Switzerland.
- Bloomfield, P. (Eds.) (1976), *Fourier Analysis of Time Series: An Introduction*, 272, John Wiley & Sons, New York, USA.
- Bonaccorso, B., I. Bordi, A. Cancelliere, G. Rossi, e A. Sutera (2003), Spatial Variability of Drought: An Analysis of the SPI in Sicily. *Water Resources Management*, 17, 273-296.
- Bordi, I. e A. Sutera (2001), Fifty years of precipitation: some spatially remote teleconnections, *Water Resources Management*, 15, 247-280.
- Bordi, I., F. W. Fraedrich, F. W. Gerstengarbe, C. Werner, e A. Sutera (2004), Spatio-temporal variability of dry and wet periods in eastern China, *Theoretical and Applied Climatology*, 77, 125-138.
- Corte-Real, J., B. Qian, e H. Xu (1998), Regional climate change in Portugal: precipitation variability associated with large-scale atmospheric circulation, *International Journal of Climatology*, 18, 619-635.
- Daniel, W. W. (Eds.) (1990), *Applied nonparametric statistics*, 2nd Ed., 656, Wadsworth Publishing Company, Boston, USA.
- DeGaetano, A. T. (1996), Delineation of mesoscale climate zones in the Northeastern United States using a novel approach to cluster analysis, *Journal of Climate*, 9, 1765-1782.
- Domingos, S. I. (2006), Análise do índice de seca Standardized Precipitation Index (SPI) em Portugal Continental e sua comparação com o Palmer Drought Severity Index (PDSI), M. S. thesis, 62, Faculdade de Ciências, Universidade de Lisboa, Lisboa, Portugal.
- Edwards, D. C., e T. B. McKee (1997), Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple time scales, *Atmospheric Science Paper no. 634*, Colorado State Univ., Fort Collins, USA.
- Esteban, P., P. D. Jones, J. Martín-Vide, e M. Mases (2005), Atmospheric circulation patterns related to heavy snowfall days in Andorra, Pyrenees, *International Journal of Climatology*, 25, 319-329.
- EUMETSAT: Drought in Europe, available at: <http://www.eumetsat.int/Home/Main/Media/News/005280?l=en>, 2009.
- EurAqua: Discussion Document: Towards a European Drought Policy, available at: <http://www.euraqua.org>, 2004
- Fleming, S. W., A. M. Lavenue, A. H. Aly, e A. Adams (2002), Practical applications of spectral analysis to hydrologic time series, *Hydrological processes*, 16, 565-574.
- Gong, X., e M. B. Richman (1995), On the application of cluster analysis to growing season precipitation data in North America east of the Rockies, *Journal of Climate*, 8, 897-931.
- Gutiérrez-Estrada, J.C., e I. Pulido-Calvo (2007), Water temperature regimen analysis of intensive fishfarms associated with cooling effluents from power plants, *Biosystems Engineering*, 96(4), 581-591.
- Guttman, N. B. (1998), Comparing the Palmer drought index and the Standardized Precipitation Index, *Journal of the American Water Resources Association*, 34, 113-121.
- Guttman, N.B. (1999), Accepting the standardized precipitation index: a calculation algorithm, *Journal of the American Water Resources Association*, 35, 311-322.
- Hair, J. F., R. E. Anderson, R. L. Tatham, B. Babin, e B. Black (Eds.) (2005), *Multivariate data analysis*, Sixth Ed., 928, Prentice Hall International, Inc., London, United Kingdom.

- Hayes, M., D. A. Wilhite, M. Svodoba, e O. Vanyarkho (1999), Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80, 429-438.
- Henriques, A. G., e M. J. J. Santos (1999), Regional drought distribution model, *Physics and Chemistry of the Earth (B)*, 24 (1/2), 19-22.
- Hisdal, H. e L. M. Tallaksen (2003), Estimation of regional meteorological and hydrological drought characteristics: a case study for Denmark, *Journal of Hydrology*, 281, 230-247.
- Jolliffe, I. T. (Eds.) (2002), *Principal Component Analysis*, Second Ed., 502, Springer-Verlag, New York, USA.
- Kahya, E., M. C. Demirel, e O. A. Beg (2008), Hydrologic homogeneous regions using monthly streamflow in Turkey, *Earth Sciences Research Journal*, 12(2), 181-193.
- Kahya, E., Kalayci, S. e T. C. Piechota (2008), Streamflow Regionalization: Case Study of Turkey. *Journal of Hydrologic Engineering*, 13 (4), 205-214.
- Kalayci, S., e E. Kahya (2006), Assessment of streamflow variability modes in Turkey: 1964-1994. *Journal of Hydrology*, 324 (1-4), 163-177.
- Karl, T. R., e A. J. Koscielny (1982), Drought in the United States: 1895-1981, *Journal of Climatology*, 2, 313-329.
- Klugman, M. R. (1978), Drought in the upper midwest, 1931-1969. *Journal of Applied Meteorology*, 17, 1425-1431.
- Komuscu, A. U. (1999), Using the SPI to analyse spatial and temporal patterns of drought in Turkey, *Drought Network News*, 11, 7-13.
- Küçük, M., E. Kahya, T. M. Cengiz, e M. Karaca (2009), North Atlantic Oscillation influences on Turkish lake levels, *Hydrological Processes*, 23, 893-906.
- Lins, H. F. (1985), Interannual Streamflow Variability in the United States Based on Principal Components. *Water Resources Research*, 21 (5), 691-701.
- Lloyd-Hughes, B., e M. A. Saunders (2002), Seasonal prediction of European spring precipitation from El Niño-Southern Oscillation and local sea-surface temperatures, *International Journal of Climatology*, 22, 1-14.
- Lo, K. M., C. S. Chen, J. T. Clayton, e D. D. Adrian (1975), Simulation of temperature and moisture changes in wheat storage due to weather variability, *Journal of Agricultural Engineering Research*, 20(1), 47-53.
- López-Bermúdez, F., e M. C. Sánchez (1997), Las sequías y su impacto en el riesgo de desertificación de la cuenca del Segura, *Apuntes para la gestión y sostenibilidad del agua*, 17, 155-168.
- López-Moreno, J. I., S. M. Vicente-Serrano, S. Beguería, J. M. García-Ruiz, M. M. Portela, e A. B. Almeida (2009), Dam effects on droughts magnitude and duration in a transboundary basin: The Lower River Tagus, Spain and Portugal, *Water Resources Research*, 45, W02405, doi:10.1029/2008WR007198.
- Loukas, A., e L. Vasilades (2004), Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece, *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 4, 719-731.
- McKee, T. B., N. J. Doesken, e J. Kleist (1993), The relationship of drought frequency and duration to time scales, in Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology, *American Meteorology Society*, 179-184.
- Moreira, E. E., A. A. Paulo, L. S. Pereira, e J. T. Mexia (2006), Analysis of SPI drought class transitions using loglinear models, *Journal of Hydrology*, 331, 349-359.
- New, M., M. Todd, M. Hulme, e P. Jones (2002), Precipitation measurements and trends in the twentieth century, *International Journal of Climatology*, 21, 1899-1922.
- Ntale, H. K., e T. Gan (2003), Drought indices and their application to East Africa, *International Journal of Climatology*, 23, 1335-1357.

- Oliver, M. A., e R. Webster (1990), Kriging: a method of interpolation for geographical information system, *International Journal of Geographical Information Systems*, 4(3), 313-332.
- Park, H. H. (1998), Analysis and prediction of walleye Pollock (*Theragra chalcogramma*) landings in Korea by time series analysis, *Fisheries Research*, 38, 1-7.
- Pasquini, A., K. L. Lecomte, E. L. Piovano, e P. J. Depetris (2006), Recent rainfall and runoff variability in central Argentina, *Quaternary International*, 158, 127-139.
- Paulo, A. A., e L. S. Pereira (2007), Prediction of SPI drought class transitions using Markov chains, *Water Resources Management*, 21(10), 1813-1827.
- Paulo, A. A., e L. S. Pereira (2008), Stochastic prediction of drought class transitions, *Water Resources Management*, 22(9), 1277-1296.
- Paulo, A. A., L. S. Pereira, e P. G. Matias (2003), Analysis of local and regional droughts in southern Portugal using the theory of runs and the Standardised Precipitation Index, in *Tools for Drought Mitigation in Mediterranean Regions*, editado por G. Rossi, A. Cancelliere, L. S. Pereira, T. Oweis, M. Shatanawi, e A. Zairi, 55-78, Springer.
- Pereira, L. S., e A. A. Paulo (2006), Drought concepts and characterization, Comparing drought indices applied at local and regional scales, *Water International*, 31(1), 37-49.
- Pires, V. C. (2003), Frequência e intensidade de fenómenos meteorológicos extremos associados à precipitação, Desenvolvimento de um sistema de monitorização de situações de seca em Portugal Continental, M. S. thesis, Faculdade de Ciências, Universidade de Lisboa, Portugal.
- Polonskii, A. B., D. V. Basharin, E. N. Voskresenskaya, e S. Worley (2004), North Atlantic Oscillation: description, mechanisms, and influence on the Eurasian climate, *Physical Oceanography*, 15(2), 96-113.
- Portela M. M., e A. C. Quintela (2006), Estimação em Portugal Continental de escoamento e de capacidades uteis de albufeiras de regularização na ausência de informação (in Portuguese), *Recursos Hídricos*, 27(2), 7-18, Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos, Lisboa.
- Pulido-Calvo, I., J. C. Gutiérrez-Estrada, J. Roldán, e R. López-Luque (2006), Regulating reservoirs in pressurized irrigation water supply systems, *Journal of Water Supply: Research and Technology, AQUA*, 55(5), 367-381.
- Rasilla, D. (2002), Aplicación de un método de clasificación sinóptica a la Península Ibérica, *Investigaciones Geográficas*, 30, 27-45.
- Rencher, A. C. (Ed.) (1998), *Multivariate Statistical Inference and Applications*, John Wiley and Sons, INC, New York, USA.
- Rhee, J., J. Im, G. J. Carbone, e J. R. Jensen (2008), Delineation of climate regions using *in-situ* and remotely-sensed data for the Carolinas, *Remote Sensing of Environment*, 112, 3099-3111.
- Richman, M. B. (1986), Rotation of principal components, *Journal of Climatology*, 6, 29-35.
- Romero, R., G. Summer, C. Ramis, e A. Genovés (1999), A classification of the atmospheric circulation patterns producing significant daily precipitation in the Spanish Mediterranean area, *International Journal of Climatology*, 19, 765-785.
- Sankarasubramanian, A., e K. Srinivasan (1999), Investigation and comparison of sampling properties of L-moments and conventional moments, *Journal of Hydrology*, 218, 2894-2919.
- Santos, J. F., e M. M. Portela (2008), Quantificação de tendências em séries de precipitação mensal e anual em Portugal Continental, *Seminário Ibero-Americano sobre Sistemas de Abastecimento Urbano SEREA*, 8, Lisbon, Portugal.
- Santos, J. F., e M. M. Portela (2010), Caracterização de secas em bacias hidrográficas de Portugal Continental: aplicação do índice de precipitação padronizada, SPI, a séries de precipitação e de escoamento, 10 Congresso da Água, Associação Portuguesa dos recursos Hídricos, APRH, Alvor, Portugal

- Santos, M. A. (1983), Regional droughts: a stochastic characterization, *Journal of Hydrology*, 66, 183-211.
- Santos, M. J. J., R. Veríssimo, e R. Rodrigues (2001), Hydrological drought computation and its comparison with meteorological drought, in *ARIDE—Assessment of the Regional Impact of Droughts in Europe, Final report EU*, editado por S. Demuth, e K. Stahl, 78-79, Institute of Hydrology, Freiburg, Germany.
- Seiler, R. A., M. Hayes, e L. Bressan (2002), Using the Standardized Precipitation Index for Flood Risk Monitoring, *International Journal of Climatology*, 22, 1365-1376.
- Shukla, S., S. Mostaghimi, e M. Al-Smadi (2000), Multivariate technique for baseflow separation using water quality data, *Journal of Hydrology Engineering*, 5(2), 172-179.
- Sims, A. P., D. S. Nigoyi, e S. Raman (2002), Adopting indices for estimating soil moisture: A North Carolina case study, *Geophysical Research Letters*, 29, 1183, doi: 10.1029/2001GL013343.
- Singh, P. K., V. Kumar, R. C. Purohit, M. Kothari, e P. K. Dashora (2008), Application of Principal Component Analysis in Grouping Geomorphic Parameters for Hydrologic Modeling, *Water Resources Management*, 23, 325-339.
- Smith, L. I. (Ed.) (2002), *A tutorial on Principal Components Analysis*, Computer sciences, 26, University of Otago, New Zealand.
- Stahl, K., e S. Demuth (Eds.) (1999), *Methods for Regional Classification of Streamflow Drought Series: Cluster analysis*, Technical report to the Aride Project, Institute of Hydrology, University of Freiburg, Germany.
- Stooksbury, D. E., e P. J. Michaels (1991), Cluster analysis of Southeastern U.S. climate stations, *Theoretical and Applied Climatology*, 44, 143-150.
- SURFER version 8.01, <http://www.goldensoftware.com/products/surfer/surfer.shtml>, 2009.
- Tipping, M. E., e C. M. Bishop (1999), Probabilistic principal component analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 21(3), 611–622.
- Vicente-Serrano, S. M. (2005), Las sequías climáticas en el valle medio del Ebro: Factores atmosféricos, evolución temporal y variabilidad espacial, in serie investigación 49, edited by Publicaciones de Consejo de Protección de la Naturaleza de Aragón, Zaragoza, Spain.
- Vicente-Serrano, S. M. (2006a), Spatial and temporal analysis of droughts in the Iberian Peninsula (1910–2000), *Hydrological Sciences Journal*, 51(1), 83-97.
- Vicente-Serrano, S. M. (2006b), Differences in spatial patterns of drought on different time scales: an analysis of the Iberian Peninsula, *Water Resources Management*, 20, 37-60.
- Vicente-Serrano, S. M., e J. I. López-Moreno (2005), Hydrological response to different time scales of climatological drought: An evaluation of the standardized precipitation index in a mountainous Mediterranean basin, *Hydrological Earth Systems Sciences*, 9, 523-533.
- Vicente-Serrano, S. M., J. S. González-Hidalgo, M. Luis, e J. Raventós (2004), Drought patterns in the Mediterranean area: the Valencia region (eastern Spain), *Climate Research*, 26, 5-15.
- Webster, R., e M. A. Oliver (1990), Numerical classification: non-hierarchical methods, in *Statistical methods in soil and land resource survey*, chapter 11, 191-212. Oxford University Press, Oxford, United Kingdom.
- Wilhite, D. A., e M. D. Svoboda (2000), Drought early warning systems in the context of drought preparedness and mitigation, in *Early warning systems for drought preparedness and drought management*, 1-21, World Meteorological Organization, Lisboa.
- Yamoah, C. F., D. F. Walters, C. A. Shapiro, C. A. Francis, e M. J. Hayes (2000), Standardized precipitation index and nitrogen rate effects on crop yields and risk distribution in maize, *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 80, 113-120.